

Offre de travail et répartition des activités domestiques et parentales au sein du couple : une comparaison entre la France et la Suède

Dominique Anxo, Lennart Flood et Yusuf Kocoglu*

Globalement, la division du travail entre conjoints dans les couples français et suédois reste traditionnelle et évolue dans le même sens. Dans les deux pays, les femmes consacrent plus de temps aux activités domestiques et parentales et moins de temps aux activités professionnelles que les hommes, mais les disparités dans la répartition sexuelle du travail se réduisent entre les décennies 1980 et 1990. Un tel résultat doit cependant être précisé en fonction des contextes économiques, institutionnels et sociétaux de chaque pays, notamment pour apprécier dans quelle mesure ces différences favorisent ou entravent une division plus égalitaire des activités rémunérées et des tâches domestiques et parentales entre les conjoints.

Au vu d'analyses plus fines, la division du travail apparaît ainsi plus inégalitaire pour les couples français que pour les couples suédois. Les hommes suédois consacrent plus de temps aux activités domestiques et parentales que leurs homologues français. Les Suédoises ajustent aussi davantage leur offre de travail à celle de leur conjoint. La présence d'enfants d'âge préscolaire réduit l'offre de travail des femmes dans les deux pays, mais les mères françaises ont plus tendance à se retirer complètement du marché du travail après une naissance. Cette différence s'explique par un système de congés parentaux plus souple en Suède qui ménage davantage de possibilités de réinsertion sur le marché du travail tenant compte de la présence de jeunes enfants dans le couple. En revanche, après l'âge de trois ans, les modes de garde collective de la petite enfance, qui concernent les trois quarts des enfants dans les deux pays, jouent plutôt dans le sens d'une meilleure parité hommes/femmes dans l'offre de travail. En France, plus les femmes travaillent et plus la répartition des tâches domestiques est égalitaire, surtout si elles ont un niveau de formation élevé. La contribution des pères français aux activités parentales restent cependant moins élevée que celle des pères suédois.

* Dominique Anxo est directeur du Centre for European Labour Market Studies (CELMS) et professeur associé au département d'économie de l'université de Göteborg. Lennart Flood est professeur d'économétrie au département d'économie de l'université de Göteborg. Yusuf Kocoglu est doctorant en économie à l'université d'Aix-Marseille II (CEDERS).
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Malgré des contextes économiques, institutionnels et sociétaux différents, la division sexuelle du travail des Français et des Suédois reste traditionnelle. L'analyse des emplois du temps des ménages montre en effet que durant les années 1990, les Françaises et les Suédoises consacraient toujours plus de temps aux activités domestiques et parentales et moins de temps aux activités professionnelles que leurs homologues masculins. Cependant, les Suédoises passent moins de temps aux activités domestiques et plus de temps aux activités rémunérées que les Françaises et bien que Français et Suédois affichent des durées du travail similaires, les Suédois consacrent plus de temps que les Français aux activités domestiques et parentales.

Même si l'analyse descriptive des budgets temps donne quelques résultats intéressants, les divergences nationales observées à un tel niveau d'agrégation peuvent masquer des différences structurelles importantes, tant dans la composition que dans les comportements d'activité des ménages. À l'aide d'approches conceptuelles et économétriques appropriées (modèle d'offre de travail, de capital humain et de négociations), on cherche dans cet article à contrôler ces différences structurelles et à analyser les principaux déterminants de la répartition sexuelle du temps social contraint (activités rémunérées, activités domestiques et temps parentaux) au sein des couples. Outre les caractéristiques traditionnelles des ménages, certaines différences institutionnelles peuvent favoriser ou faire obstacle à l'émergence d'une division du travail plus égalitaire. Aussi, une attention particulière est-elle portée aux disparités dans les modes nationaux de régulations du marché du travail, dans l'élaboration et la mise en œuvre des politiques familiales et dans les possibilités de recourir à des services domestiques (cf. encadré 1).

L'offre de travail des couples

D'après les budgets temps des ménages, les Françaises et les Suédoises vivant en couple consacraient, durant les années 1990, toujours plus de temps aux activités domestiques et parentales et moins de temps aux activités professionnelles que leurs homologues masculins (cf. tableau 1).

Une division du travail plus inégalitaire pour les couples français

La contribution des femmes aux activités domestiques du ménage dépasse nettement celle

des hommes. De surcroît, dans les deux pays, les femmes consacrent plus de temps aux activités domestiques qu'au travail rémunéré, cet écart restant particulièrement sensible en France, avec un différentiel de 10 heures par semaine. Mais la division sexuelle du travail demeure nettement plus inégalitaire parmi les couples français (1). Ainsi, la part relative des Françaises dans l'activité domestique globale du ménage s'élève à 70 % contre 60 % pour les Suédoises (cf. tableau 2).

Globalement, les Suédoises passent moins de temps aux activités domestiques et plus de temps aux activités rémunérées que les Françaises. Bien que les Français et les Suédois affichent des durées du travail grosso modo similaires, les Suédois consacrent plus de temps que les Français aux activités domestiques et parentales. Si dans l'ensemble, les couples suédois présentent une division sexuelle du travail plus égalitaire, les deux pays restent empreints d'une forte spécialisation sexuelle des tâches. Cependant, les disparités hommes/femmes dans la répartition sexuelle du travail se réduisent entre les décennies 1980 et 1990 dans les deux pays (cf. tableau 2). En effet, durant la dernière décennie, la part relative des hommes dans les activités domestiques et le taux d'activité des femmes s'accroissent sensiblement. Cette tendance à une répartition sexuelle plus égalitaire du travail total contraint (2) traduit à la fois la hausse observée des taux d'activité et l'allongement des durées du travail féminin. Le recul du modèle traditionnel, où l'homme est le seul actif, en consolidant la position de négociation des femmes dans le processus d'allocation du temps, explique ces changements de comportement. Néanmoins, ces évolutions, qui restent modestes, montrent bien que les modifications d'attitude en matière de division sexuelle du travail s'inscrivent dans le long terme.

1. Si la France, comparée aux pays nordiques, présente une division sexuelle du travail plus inégalitaire, le comportement des couples français ne semble pas se distinguer de manière significative d'autres pays industrialisés. Deux études récentes (Bonke et Kock-Weser, 1999 ; Belbo, 1999) corroborent ce fait. La première, comparant la France, le Danemark, l'Italie et la Suède, montre que si la part des Françaises dans le travail domestique total du ménage était bien inférieure à celle des pays nordiques, celle-ci restait sensiblement supérieure à celle de l'Italie (71 % contre 80 % pour les Italiennes). Dans la seconde, comparant l'Allemagne et les USA (cf. aussi infra), la contribution relative des Allemands, des Français et des Américains au travail domestique est similaire.

2. Le temps de travail total contraint est défini comme la somme des temps consacrés au travail professionnel, domestique et aux soins portés à des tiers (principalement les enfants).

LES MARCHÉS DU TRAVAIL FRANÇAIS ET SUÉDOIS : DES DIFFÉRENCES IMPORTANTES

À l'instar de nombreux pays industrialisés, les économies suédoises et françaises ont connu, au cours des deux dernières décennies, de profonds bouleversements (1). Les changements survenus durant cette période se sont traduits par des modifications dans la répartition structurelle des emplois (tertiairisation croissante des emplois et déclin de l'industrie), par une montée des déséquilibres sur le marché du travail ainsi que par des modifications dans les comportements d'activité des ménages. En dépit de ces évolutions similaires, d'importantes disparités nationales doivent être soulignées.

Les Suédoises sont plus souvent actives que les Françaises

Outre une différence notable d'échelle (la population active est environ six fois plus importante en France), les comportements d'activité se distinguent entre les deux pays. En Suède, les taux d'activité des hommes et des femmes (16-64 ans) sont élevés et très proches l'un de l'autre (74 % pour les femmes et 79 % pour les hommes en 1998). En France, à la même date, l'écart est d'environ 13 points (61 % pour les femmes et 74 % pour les hommes). Durant les deux dernières décennies, plus de 90 % de l'augmentation de la population active dans les deux pays peut être attribuée au développement de l'emploi féminin. Cette croissance a plus que compensé le déclin du niveau d'activité des jeunes et des hommes. De façon plus marquée en France, la durée de la vie active s'est raccourcie aux deux extrémités de la pyramide des âges avec l'allongement de la scolarité et les retraits d'activité massifs dès 55 ans dus au recours intensif aux dispositifs de cessation anticipée d'activité.

En France comme en Suède, les profils d'activité par âge des hommes et des femmes se sont rapprochés pour devenir similaires : la courbe bi-modale y a disparu au cours des années 60. Ce sont essentiellement les femmes mariées ou vivant maritalement et les femmes avec des enfants qui ont le plus accru leur activité. Reste, en dépit de ces points communs, une différence persistante entre les deux pays : les taux d'activité des femmes ont augmenté en Suède pour toutes les classes d'âge (à l'exception notable des jeunes) alors que le processus est plus étroitement circonscrit en France aux femmes d'âge intermédiaire (25-49 ans).

Le chômage a plus touché les hommes en Suède qu'en France

Le chômage présente aussi des évolutions nationales contrastées. La France a connu durant les trois dernières décennies, à quelques variations conjoncturelles près, une croissance continue du chômage, qui a dépassé le seuil des 10 % une première fois dans les années 80 puis de nouveau en 1992. En Suède, les déséquilibres sur le marché du travail ont été plus tardifs et plus brutaux. Ainsi, le début des années 90 a-t-il marqué une rupture nette avec la lon-

gue période de plein emploi, le taux de chômage suédois passant de moins de 2 % à plus de 9 % entre 1990 et 1994. D'autre part, les écarts de chômage entre les hommes et les femmes ont évolué différemment entre les deux pays. En France, cet écart est resté à peu près stable, toujours à l'avantage des hommes. Au début des années 70, les taux de chômage en Suède sont, en moyenne, un peu plus élevés chez les femmes que chez les hommes. Ces différences s'estompent progressivement pour atteindre un niveau identique à la fin des années 80. Avec la crise de l'emploi au début des années 90, le différentiel sexuel du taux chômage se creuse, mais à l'inverse de la France, au détriment des hommes, ce qui n'est pas surprenant puisque la diminution drastique du nombre d'emplois salariés en Suède s'est surtout concentrée dans les secteurs où les hommes étaient davantage présents.

Une gestion plus souple des contraintes professionnelles et familiales en Suède

L'emploi à durée déterminée concerne une proportion supérieure de la population salariée en Suède. Cependant, si dans les deux pays, la précarité correspond autant à une phase de tâtonnement dans la recherche d'emploi qu'à une forme de pré-recrutement de la part des employeurs, le travail saisonnier des étudiants est incomparablement plus développé en Suède. En Suède, les emplois à durée limitée sont aussi la traduction fonctionnelle de la multiplicité des formes légales d'absentéisme (congés parentaux, congés de formation) (2) et le travail intérimaire reste peu développé.

Plus que le volume et le sens du recours aux contrats de travail « atypiques », les usages du temps partiel et, plus généralement encore, des dispositifs de retraits temporaires au cours du cycle de vie sont cruciaux pour comprendre les disparités entre les deux pays concernant la division sexuelle du travail et le positionnement des hommes et des femmes sur le marché du travail. Il est indéniable que, conjuguées aux dispositions légales d'absentéisme, les possibilités de modulation individuelle des horaires de travail au cours du cycle de vie autorisent en Suède une gestion plus souple des contraintes professionnelles et familiales. Au total, en Suède, les charges familiales s'exercent, pour les femmes comme pour les hommes, sans incidence majeure sur leur participation légale au marché du travail : c'est la réduction du temps effectivement travaillé (temps partiel et absentéisme légal) qui en facilite la régulation. Ainsi, on peut dégager des trajectoires types d'activité. Les Suédoises, en très grande majorité, travaillent à plein temps jusqu'à la naissance du



1. Pour une analyse plus détaillée de l'évolution des marchés du travail français et suédois, cf. Anxo, Flood et Kocoglu (2000).

2. Une forte proportion des emplois à durée déterminée (environ la moitié) sont occupés par des personnes remplaçant celles qui sont en congé parental ou de formation.

Mesurer la durée effective du travail

De nombreuses études analysent l'offre de travail, mais la majorité des estimations empiriques réalisées au cours de la dernière décennie, reposent le plus souvent sur la durée *habituelle* et non sur la durée *effective* du travail. Or ces

deux mesures du temps de travail diffèrent de manière significative. Les données recueillies par les enquêtes sur l'emploi surestiment, en général, la durée effective du travail, dans la mesure où les individus interrogés ont tendance à indiquer leur durée habituelle du travail, sous-estimant l'impact de l'absentéisme légal sur

Encadré 1 (suite)

premier enfant, reprennent leur emploi à la fin du congé parental, le plus souvent à temps partiel, puis augmentent progressivement leur durée de travail rémunéré lorsque les enfants sont scolarisés.

Le développement du temps partiel féminin en Suède est à ce titre symptomatique : 41 % des actives y ont recours en 1998. En France, le recours au temps partiel est nettement plus faible : la proportion de femmes à temps partiel était de 31 % en 1998. Si on observe, en France, une croissance importante de cette forme d'emploi durant la dernière décennie, le développement du travail à temps partiel est plus précoce en Suède (début des années 70). De surcroît, le temps partiel en Suède ne peut s'interpréter comme une alternative au chômage et son recours ne semble pas être simplement lié à des impératifs de flexibilité à court terme de la main-d'œuvre. Au total, le temps partiel des Suédoises représente bien plutôt une forme de « transition » entre l'inactivité traditionnelle des mères de famille et une activité largement soutenue voire impulsée par les institutions économiques et politiques. Et cette transition a permis, bien plus qu'en France, d'asseoir une tradition d'activité des mères de famille et d'assurer une meilleure répartition des tâches parentales entre pères et mères d'une part, entre les parents et la collectivité d'autre part (Anxo et Daune-Richard, 1991 ; Anxo et Flood, 1998). En France, en revanche, l'incitation en faveur du temps

partiel est davantage liée à la volonté de créer des emplois, les employeurs pouvant à ce titre bénéficier d'allègements de charges sociales dans le cadre des politiques publiques d'emploi. Aujourd'hui encore, à la différence de la Suède, le temps partiel en France n'est toujours pas considéré comme une forme d'emploi ordinaire, y compris pour les mères de famille puisque le temps plein demeure la norme.

Ainsi, en dépit de cheminements parallèles, les marchés du travail français et suédois présentent toujours des différences importantes. En particulier l'analyse de la place des hommes et des femmes sur le marché du travail révèle un plus fort ancrage et des trajectoires d'activité plus continues pour les Suédoises. Les fortes possibilités de modulation du temps de travail au cours du cycle de vie permettent aux Suédois de mieux concilier activités professionnelles et responsabilités familiales. Néanmoins, l'analyse des enquêtes *Emploi* ne suffit pas pour se prononcer sur les formes de compromis au sein des ménages et l'allocation du temps entre diverses activités. Une analyse plus fine de la division sexuelle du travail nécessite l'utilisation de données sur la répartition du temps au sein des ménages. Les enquêtes sur l'emploi du temps réalisées dans les deux pays permettent de compléter cette analyse et d'apporter quelques éléments de réponse.

Tableau 1
Temps consacré aux activités professionnelles et domestiques

Heures par semaine

Activités	France				Suède			
	Hommes		Femmes		Hommes		Femmes	
	1986	1998	1986	1998	1984	1993	1984	1993
Travail professionnel	36:43 (31:28)	34:19 (31:54)	18:20 (26:00)	19:26 (27:06)	33:03 (22:52)	33:48 (24:44)	19:42 (20:51)	22:04 (22:30)
Travaux domestiques	11:42 (12:48)	14:08 (15:55)	33:07 (16:59)	29:36 (16:56)	15:22 (13:13)	16:18 (13:21)	27:10 (14:09)	23:41 (13:13)
Soins aux tiers (1)	02:01 (4:13)	02:16 (5:09)	05:51 (9:14)	05:09 (8:44)	04:04 (6:21)	03:30 (7:09)	05:49 (8:52)	05:14 (6:21)

1. Les soins aux tiers recouvrent essentiellement le temps consacré aux enfants, mais aussi les soins portés à d'autres membres de la famille (parents âgés).

Lecture : les écarts-types figurent entre parenthèses.

Champ : ensemble des ménages vivant en couple âgés de 18 à 64 ans.

Sources : pour la France, enquête Emploi du temps, 1986 et 1999, Insee ; pour la Suède, Household Market and Non-Market Activities, 1984 et 1993, Department of Economics, Université de Göteborg.

leurs horaires effectifs (3). L'analyse de la distribution des durées du travail fondée sur ces enquêtes montre une forte concentration des salariés, en particulier des hommes, autour de la norme légale ou contractuelle (Anxo et O'Reilly, 2000). En conséquence, ces enquêtes sous-évaluent la dispersion des horaires de travail. Les enquêtes sur les budgets temps, en revanche, saisissent mieux les variations journalières et hebdomadaires de la durée effective du travail et rendent mieux compte de l'impact, par exemple, des enfants sur l'offre de travail des ménages. Si la durée habituelle, affichée ou rémunérée, est utilisée dans les estimations, la présence d'enfants en âge préscolaire n'affecte pas l'offre de travail des hommes, tant en termes de participation que de durée du travail. En revanche, si la durée effective du travail, mesurée à partir des budgets temps, est retenue, l'offre de travail des hommes apparaît sensiblement réduite dans les estimations (Carlin et Flood, 1997). Ainsi, si les enfants n'ont pas d'incidence directe sur la durée habituelle du travail des hommes, ils peuvent infléchir de manière significative leur durée effective de travail. Il semble donc plus approprié d'utiliser la durée effective du travail.

Les données des enquêtes *Emploi du temps* présentent, cependant, deux inconvénients majeurs (cf. encadré 2). Elles surestiment la fréquence des non-participants (valeurs nulles) d'une part, et se heurtent au problème de l'interprétation des

zéros observés d'autre part. En effet, la non-participation des individus, c'est-à-dire le report d'une durée de travail nulle, peut être interprétée de deux manières : soit les individus n'exercent pas habituellement une activité rémunérée (non-actifs) soit les individus ont un emploi mais, pour différentes raisons (congés maladie, parentaux, etc.) ne travaillaient pas le jour de l'enquête. Cette ambiguïté résulte du fait que les enquêtes *Emploi du temps* ne portent que sur un nombre restreint de journées (une journée dans l'enquête française et deux dans l'enquête suédoise). Ainsi, lors des estimations, il est nécessaire de distinguer les individus habituellement non actifs de ceux qui, lors de l'enquête, n'ont pas déclaré d'activité rémunérée alors qu'ils ont un emploi.

Outre ces problèmes liés à la structure des échantillons, l'analyse de l'offre de travail des couples nécessite de distinguer les facteurs influant sur la décision de participer au marché du travail de ceux influant la durée effective du travail, conditionnelle au fait que les individus

3. Les enquêtes *Emploi du temps* fournissent deux mesures de la durée hebdomadaire du travail : la durée habituelle du travail des ménages, provenant du questionnaire individuel joint à ces enquêtes, et l'autre la durée effective du travail (temps consacré à une activité rémunérée) provenant des budgets temps. Des différences significatives existent entre les deux mesures, particulièrement dans le cas suédois. En effet, la durée habituelle du travail est nettement supérieure à celle obtenue à partir des enquêtes budget temps. Cet écart entre les deux mesures témoigne de l'importance des formes d'absentéisme légal en Suède, mal saisies par les mesures du temps de travail basées sur la durée habituelle du travail.

Tableau 2
Durée hebdomadaire totale consacrée par le ménage aux différentes activités (heures par semaine) et part relative des femmes dans ce total selon le type d'activités (en %)

France								
	Travail professionnel		Travail domestique		Soins aux tiers (1)		Total	
	Heures	Part des femmes (en %)	Heures	Part des femmes (en %)	Heures	Part des femmes (en %)	Heures	Part des femmes (en %)
1986	55:03	33	44:49	74	7:52	74	108:50	53,4
1998	53:45	36	43:44	68	7:25	69	106:15	51,6
Suède								
	Travail professionnel		Travail domestique		Soins aux tiers (1)		Total	
	Heures	Part des femmes (en %)	Heures	Part des femmes (en %)	Heures	Part des femmes (en %)	Heures	Part des femmes (en %)
1984	52:45	37	42:32	64	9:53	59	105:58	50,0
1993	55:52	40	39:59	59	8:44	60	106:36	48,8

1. Les soins aux tiers recouvrent essentiellement le temps consacré aux enfants, mais aussi les soins portés à d'autres membres de la famille (parents âgés).

Champ : ensemble des ménages vivant en couple âgés de 18 à 64 ans.

Sources : pour la France, enquête *Emploi du temps*, 1986 et 1999, Insee ; pour la Suède, Household Market and Non-Market Activities, 1984 et 1993, Department of Economics, Université de Göteborg.

LES ENQUÊTES EMPLOI DU TEMPS : MESURER L'ALLOCATION DU TEMPS

Les enquêtes *Emploi du temps* françaises et suédoises présentent de nombreuses similitudes. Elles sont fondées sur des échantillons aléatoires représentatifs des populations respectives et les méthodes de collectes de données sont globalement semblables. Dans les deux pays, les enquêtes *Emploi du temps* permettent de décrire, de manière précise et détaillée, la répartition du temps des ménages entre différentes activités. La collecte de l'information a été effectuée à partir de carnets journaliers dans lesquels les personnes interrogées notent la durée de leurs diverses activités au cours d'une journée. Cette méthode permet d'enregistrer les activités à l'instant où elles sont réalisées, limitant ainsi les erreurs de mémoire. Si plusieurs activités sont effectuées simultanément, seules les deux activités majeures sont comptabilisées et, suivant les indications des personnes interrogées, elles sont répertoriées en activités principales et secondaires. Afin de tenir compte des variations saisonnières dans la répartition du temps, les enquêtes *Emplois du temps* ont été menées tout au long de l'année.

Les enquêtes utilisées dans cette étude ont été réalisées au milieu des années 1980 (1984 pour la Suède et 1986 pour la France), les secondes dans les années 1990 (1993 pour la Suède et 1998 pour la France). Le décalage temporel dans la réalisation des enquêtes françaises et suédoises pose certains problèmes de comparaison. Toutefois, compte tenu de l'inertie des comportements concernant l'allocation du temps au sein des ménages, l'écart temporel ne devrait pas avoir une incidence significative pour l'analyse comparative. Outre l'information sur l'allocation du temps, les enquêtes comprennent des informations détaillées sur les caractéristiques socio-économiques des ménages.

Les enquêtes françaises de 1986 et 1998 : une durée minimale d'activité de 10 minutes

L'échantillon de 1986 comprend 16 047 individus, celui de 1998 est composé de 11 956 individus âgés de 15 ans et plus. La seconde enquête couvre la période comprise entre le 16 février 1998 et le 15 février 1999. En 1998 comme en 1986, l'échantillon représentatif a été tiré de façon uniforme. Dans l'enquête de 1986, seuls les individus de 15 ans et plus, et éventuellement leur conjoint appartenant à un même ménage, ont rempli le carnet journalier. En 1998, tous les individus de plus de 15 ans des ménages sélectionnés étaient tenus de remplir un carnet journalier. Pour l'enquête de 1998, on n'a retenu que les ménages dans lesquels tous les individus de 15 ans et plus ont rempli un carnet (c'est-à-dire les ménages « complets »). L'enquête de 1998 a été, pour des raisons d'harmonisation avec l'enquête européenne, menée de manière légèrement différente de celle effectuée en 1986. La principale modification porte sur l'unité de mesure des durées d'activités. En 1986, la périodicité des activités était de 5 minutes. Elle est passée à 10 minutes dans l'enquête de 1998. Les données de 1986 ont été redressées par l'Insee afin de faciliter les comparaisons entre les deux enquêtes. Au niveau le plus fin, les données d'emploi du temps recueillies à partir des carnets ont été réparties en 139 activités principales.

Les enquêtes suédoises de 1984 et 1993 : une distinction été/hiver et jour de semaine/jour de week-end

Les enquêtes suédoises de 1984 et 1993 (*Household Market and Non-Market Activities*) reposent sur une

méthode de collecte identique et portent sur un échantillon aléatoire représentatif de la population suédoise. Les enquêtes de 1984 et 1993 comprennent respectivement 2 495 et 2 365 individus âgés de 18 à 74 ans. L'enquête de 1984 a été conduite du 15 février 1984 au 14 février 1985 et celle de 1993 du 1^{er} mars 1993 au 28 février 1994. Concernant l'information sur la répartition du temps des ménages, chaque individu remplit deux carnets journaliers, l'un pendant les mois d'été et l'autre durant les mois d'hiver. De plus, l'un des deux carnets journaliers est rempli durant un jour de semaine et l'autre un jour de week-end. Pour les couples, les deux carnets journaliers sont remplis le même jour par les deux conjoints.

Les réponses obtenues ont été réparties en 72 activités principales. Pour chacune des activités, une durée moyenne hebdomadaire a été calculée. Lorsque l'individu a rempli les deux carnets, la moyenne horaire hebdomadaire pour chacune des activités est calculée de la manière suivante :

$$T_i = 5 \cdot T_{iw} + 2 \cdot T_{ih} \quad i = 1, \dots, 72 \text{ activités}$$

Les indices w et h correspondent respectivement à une journée de la semaine et une journée du week-end. Lorsque la personne interrogée n'a répondu qu'à une seule enquête, le temps hebdomadaire moyen est $T_i = 5 \cdot T_{iw}$ si c'est un jour de semaine qui est renseigné, et de $T_i = 2 \cdot T_{ih}$ pour un jour de week-end. Les données concernant la durée des différentes activités sont donc des moyennes hebdomadaires pondérées.

Pour des raisons de comparabilité, on a limité l'échantillon aux individus âgés de 18 à 64 ans. Après les différentes sélections, les échantillons se composent pour la France de 13 666 individus dont 5 136 couples en 1986 et 10 194 individus dont 3 033 couples en 1998. Pour la Suède, l'échantillon est de 2 192 individus dont 743 couples en 1984 et 2 003 individus dont 622 couples en 1993.

Sept activités homogènes pour assurer la comparabilité

Les enquêtes françaises ayant une catégorisation plus fine des activités des ménages, on a calibré les agrégats d'activité à partir de l'enquête suédoise. Au niveau le plus fin, les activités ont été réparties en 40 groupes homogènes. Au niveau le plus agrégé, sept activités ont été retenues :

- Activités professionnelles
- Éducation-formation
- Activités domestiques
- Soins personnels et besoins physiologiques
- Soins apportés à un tiers
- Loisirs
- Trajets

Les durées moyennes des différentes activités sont exprimées en heures par semaine et la part relative des différentes activités est exprimée en fonction du temps hebdomadaire total disponible (168 heures). Du fait des non-réponses, la somme des sept activités ne correspond pas toujours aux 168 heures. Toutefois, les individus dont les non-réponses dépassaient deux heures ont été éliminés des échantillons.

travaillent. L'absence d'une modélisation de la décision de participation peut, en effet, entraîner des biais de sélection rendant fragile l'interprétation des estimations.

Trois méthodes d'estimation de l'offre de travail

Trois méthodes économétriques sont couramment utilisés pour estimer l'offre de travail des ménages : les méthodes *Tobit* (type I et type II) et la méthode dite à Double Haies (*Double Hurdle* par la suite). Une description plus détaillée de ces méthodes est donnée en annexe, mais leurs principales caractéristiques peuvent être résumées de la façon suivante.

- La méthode *Tobit* I, élaborée par Tobin (1958), est la plus simple mais aussi la plus restrictive. En effet, la décision de participation des individus n'est pas modélisée et les estimations reposent uniquement sur la durée du travail observée.
- La méthode *Tobit* II (*Tobit* avec sélection), développé par Heckman (1978), est une variante du modèle *Tobit* I. La différence majeure avec la précédente méthode est que la décision de participation des individus sur le marché du travail est explicitement modélisée. Cependant, la modélisation de l'offre de travail et la décision de participation reposent sur une seule source d'information, à savoir la durée effective du travail issue des enquêtes budget temps. En d'autres termes, la différence de nature des zéros n'est pas distinguée, ce qui peut contribuer à biaiser l'impact des variables exogènes (par exemple le nombre et l'âge des enfants) sur la probabilité de travailler des ménages.
- Enfin, la méthode *Double Hurdle* représente une extension intéressante du modèle *Tobit* II (Jones, 1988 et 1992), dans la mesure où elle permet de combiner les informations sur la participation au marché du travail (actifs/non-actifs) et la durée effective du travail. À l'instar du modèle *Tobit* II, la décision de participation est explicitement spécifiée mais la modélisation du processus de décision de participation repose sur des informations complémentaires ayant trait à l'activité des individus et pas seulement sur la durée du travail issue des budgets temps (4). L'avantage de cette méthode est de pouvoir modéliser de manière distincte l'impact de l'environnement socio-économique sur la décision de participation et la durée effective du travail (5) des ménages en prenant en considération la nature différente des zéros observés.

Cette dernière méthode étant plus adaptée, on se limite ici à l'analyse des résultats obtenus par le modèle *Double Hurdle* (6).

Un processus d'allocation du temps séquentiel

Outre ces problèmes méthodologiques, certaines difficultés conceptuelles doivent être considérées. Théoriquement, du fait de l'endogénéité de la durée du travail et des temps consacrés aux activités domestiques et parentales, un modèle d'offre collective de travail incluant la production domestique devrait être utilisé (Chiappori, 1997). Ici, une telle approche nécessiterait l'estimation simultanée d'un système de six équations incluant des restrictions inter-équations (7). L'estimation et l'identification d'un tel système comprenant un nombre restreint de variables indépendantes apparaissent extrêmement complexes. Par ailleurs, comme souligné par Amemiya (1974) et Gouriéroux *et al.* (1980a et 1980b), aux conditions d'identification usuelles viennent s'ajouter des conditions sur la cohérence statistique du modèle. Celles-ci, outre le désavantage de réduire les degrés de liberté du modèle, n'ont pas d'interprétation économique simple. L'approche repose ici sur l'hypothèse, restrictive, que le processus d'allocation intra-familiale du temps est de nature séquentielle. Dans une première étape, les deux conjoints choisissent leur durée du travail respective ; ensuite, étant donné leur degré de participation sur le marché du travail, ils déterminent la répartition du temps entre activités domestiques et parentales. En conséquence, la durée du travail du conjoint constitue une variable explicative exogène dans l'estimation des déterminants des activités domestiques et parentales, mais le temps consacré à ces activités n'affecte pas l'offre du travail des ménages (8).

Les taux de salaire et les revenus non salariaux sont deux variables exogènes centrales des modèles.

4. Dans cette étude, le critère de participation des individus est fondé sur la combinaison du statut d'activité des individus (actifs/non-actifs) et de la durée habituelle du travail. Ces données proviennent des questionnaires individuels joints aux enquêtes budgets temps. Ainsi, on considère comme actifs, tous les individus ayant déclaré être actifs et ayant indiqué une durée habituelle du travail positive. Une conséquence de ce choix est que les chômeurs sont ici considérés comme des non-actifs.

5. Les données sur la durée effective du travail proviennent des budgets temps.

6. Voir Anxo, Flood et Kocoglu (2000) pour une comparaison détaillée des résultats selon la méthode utilisée.

7. Cf. encadré 3 pour une description du système d'équations simultanées estimé dans une première étape.

8. Pour une analyse critique de l'approche séquentielle voir Jenkins et Leary (1994). Voir aussi infra pour une discussion sur le problème de l'endogénéité du temps de travail.

les traditionnels d'offre de travail. L'enquête française ne comportant aucune information d'ordre fiscal, on a été contraint d'utiliser le taux de salaire brut. De plus, afin d'obtenir des taux de salaire virtuels des individus non actifs, on a estimé une série d'équations de salaires (9). Les revenus non salariaux des couples français, non disponibles dans l'enquête, ont été évalués comme la différence entre le revenu total des couples et leur revenu salarial.

La durée effective du travail du conjoint a été introduite comme variable explicative. Outre l'âge des conjoints, quatre variables muettes, reflétant la présence et l'âge des enfants, permettent de mesurer l'impact de la composition des ménages sur l'offre de travail. La prise en compte de la différence d'âge entre les conjoints reflète l'avantage stratégique qu'est supposé prendre le conjoint le plus âgé dans le processus d'allocation du temps (cf. *infra* pour une présentation plus détaillée). Enfin, pour tenir compte de possibles variations régionales, une variable muette (zone urbaine) a été introduite (cf. tableau 3 pour une description des caractéristiques des échantillons et variables retenues).

Une forte complémentarité des durées du travail des conjoints

Les effets marginaux, évalués sur la moyenne des échantillons, sont reportés dans le tableau 4 (10). Indépendamment du pays et du sexe, le taux de salaire estimé a un effet positif ou nul sur l'offre de travail mais ce dernier n'est statistiquement pas significatif (sauf pour les Françaises) (11). Par ailleurs, en contradiction avec les prévisions des modèles théoriques, les revenus non salariaux ont un effet positif sur l'offre de travail des Français alors qu'ils n'ont pas d'impact significatif en Suède. Ces résultats contradictoires peuvent être attribués à la fragilité des estimations des revenus non salariaux en France (12).

L'âge a un effet positif mais décroissant sur l'offre de travail des Suédois et un impact non significatif sur l'offre de travail des Suédoises et des couples français (13). La différence d'âge entre les conjoints, censée refléter un avantage stratégique du conjoint le plus âgé, n'a pas d'effet significatif sur l'offre de travail des individus.

Les résultats font aussi apparaître une forte complémentarité des durées du travail des conjoints. La relation positive entre offre de travail et durée du travail du conjoint présente, néan-

moins, quelques différences. Si, dans les deux pays, l'impact d'un allongement de la durée du travail des femmes sur l'offre de travail des hommes est du même ordre de grandeur, les Suédoises seraient, en revanche, plus réactives aux comportements d'activité de leur conjoint que les Françaises.

La présence d'enfants en âge préscolaire réduit l'offre de travail des femmes

Sans surprise, la composition du ménage, à savoir la présence et l'âge des enfants, est un facteur déterminant de l'offre de travail et de la division sexuelle du travail des couples. En Suède, la présence d'enfants en âge préscolaire (moins de trois ans) n'a d'impact ni sur le taux d'activité des pères ni sur leur durée du travail. Cependant, la proportion des pères prenant leur congé parental a régulièrement augmenté durant la décennie 90 pour atteindre 80 % en 1999 et, en moyenne, la durée de leur congé parental est de l'ordre de 30 jours. Aussi, même si les enfants en bas âge n'affectent pas la durée du travail des Suédois, ils ont un impact positif sur la division sexuelle des activités domestiques ou parentales (cf. *infra*) et ainsi contribuent à une division sexuelle du travail plus égalitaire.

En France, en revanche, la présence d'enfants en âge préscolaire augmente l'offre de travail des hommes d'un peu plus de 4 heures par semaine (cf. tableau 4). Outre des différences socio-culturelles quant à l'investissement des pères dans l'éducation des enfants, l'impact positif des jeunes enfants sur l'offre de travail des Français est très certainement lié à la diminution concomitante du niveau de vie des ména-

9. Dans un premier temps, on a utilisé la méthode Heckit (Mills ratio) pour tenir compte d'éventuels biais de sélection. Le résultat des estimations ne révélant pas de biais de sélection dans les deux échantillons, on a estimé les équations de salaire par la méthode des moindres carrés. Cette estimation a été réalisée en deux étapes. Dans la première, on a estimé des taux de salaire potentiels pour les individus exerçant une activité. Les variables exogènes retenues sont : le niveau d'éducation, l'expérience professionnelle (et son carré), l'âge, le nombre d'enfants et une variable muette pour la région de résidence. Ensuite, à partir de ces premières estimations, on a prédit des taux de salaires potentiels pour les non-actifs.

10. Pour une présentation du calcul des effets marginaux, voir l'annexe méthodologique.

11. Globalement, peu de coefficients apparaissent statistiquement significatifs pour la Suède, en raison, pour une grande part, de la taille plus restreinte de l'échantillon suédois.

12. Les données françaises ne permettent pas de distinguer les différentes catégories de revenus non salariaux (revenus de la propriété, prestations sociales, etc.).

13. L'effet non linéaire de l'âge sur l'offre de travail des Suédois peut être partiellement attribué aux dispositifs de retraite progressive à temps partiel, relativement importants à cette époque dans les secteurs à dominante masculine.

ges lors de la naissance d'un enfant. Pour compenser cette baisse, les Français augmenteraient davantage leur offre de travail que les Suédois. Cependant, la décomposition de l'effet marginal total suggère une seconde interprétation. En effet, la quasi-totalité de l'effet résulte d'une hausse de la probabilité de travailler. La corrélation positive entre offre de travail masculine et enfants refléterait plutôt le fait que la décision

d'avoir des enfants soit conditionnelle à l'obtention préalable d'un emploi (14).

14. Le fait de ne pas retrouver le même effet pour les pères suédois est très certainement lié aux conditions plus favorables sur le marché du travail (taux de chômage plus faible, cf. encadré 1) et aussi aux conditions financières des congés parentaux qui incitent les femmes à travailler à temps complet avant la naissance de l'enfant, rendant moins nécessaire l'emploi masculin comme condition permissive.

Tableau 3
Principales caractéristiques des deux échantillons

Variables	France (1998)	Suède (1993)
Nombre d'observations	3 033	622
Âge moyen, hommes	43,6	44,9
Âge moyen, femmes	41,0	42,1
Âge moyen du couple	42,3	43,5
Couples âgés de 18 à 29 ans (%)	15	14
Couples âgés de 30 à 49 ans (%)	60	55
Couples âgés de 50 à 64 ans (%)	25	31
Différence d'âge moyenne entre les époux	2,5	2,8
Nombre de personnes dans le ménage	3,4	3,2
Nombre d'enfants (1)	1,94	1,83
Couples avec au moins un enfant de 0 à 3 ans (%)	18	17
Couples avec au moins un enfant de 4 à 6 ans (%)	16	12
Couples avec au moins un enfant de 7 à 12 ans (%)	28	16
Couples avec au moins un enfant de 13 à 17 ans (%)	24	14
Niveau d'éducation des hommes		
Inférieur ou égal à l'école obligatoire (%)	68	48
Intermédiaire (%)	12	33
Enseignement supérieur (universités ou assimilés) (%)	21	19
Niveau d'éducation des femmes		
Inférieur ou égal à l'école obligatoire (%)	64	45
Intermédiaire (%)	14	33
Enseignement supérieur (universités ou assimilés) (%)	22	21
Zone urbaine (2) (%)	41	26
Propriétaire ou accédant d'un logement (%)	63	80
Taux de salaire horaire (3) prédit des hommes	111	125
Taux de salaire horaire (3) prédit des femmes	92	107
Taux d'activité des hommes (%)	82	85
Taux d'activité des femmes (%)	63	78
Durée habituelle du travail (4) des hommes	34,4	36,9
Durée habituelle du travail des femmes	21,8	27,8
Enquêtes Emploi du temps		
Part de l'homme dans le temps de travail professionnel total du couple (%)	65	61
Part de l'homme dans le temps de travail domestique total du couple (%)	30	40
Part du salaire de l'homme dans le revenu salarial total du couple (%)	56	55
Durée du travail des hommes	35,4	33,4
Durée des activités domestiques des hommes	14,1	16,5
Durée des activités parentales des hommes	2,5	3,5
Durée du travail des femmes	21,2	22,5
Durée des activités domestiques des femmes	28,8	23,5
Durée des activités parentales des femmes	5,9	5,4
1. Couples avec enfants. 2. Sont comptabilisées comme « zone urbaine » les villes de plus de 100 000 habitants. 3. Francs français et couronnes suédoises par heure. 4. Ces chiffres proviennent du questionnaire individuel accompagnant l'enquête <i>Emploi du temps</i> . Ces valeurs correspondent aux durées hebdomadaires habituelles de travail déclarées par les individus dans le questionnaire individuel.		

Champ : ensemble des ménages vivant en couple âgés de 18 à 64 ans.

Sources : pour la France, enquête Emploi du temps, 1986 et 1999, Insee ; pour la Suède, Household Market and Non-Market Activities, 1984 et 1993, Department of Economics, Université de Göteborg.

Globalement, la présence de jeunes enfants en âge préscolaire réduit de manière notable l'offre de travail des femmes. Les différences nationales en la matière apparaissent particulièrement importantes. Ainsi, lorsque les couples suédois ont un enfant en âge préscolaire, les mères diminuent leur offre de travail de plus de 17 heures par semaine. Environ 75 % de cette réduction résulte d'une baisse de la durée effective du travail des actives. Le résultat correspondant pour la France est une diminution de 5 heures par semaine. Néanmoins, si l'impact global des jeunes enfants en âge préscolaire sur l'offre de travail féminine est plus faible en France, la décomposition de l'effet marginal total montre que les phénomènes de retrait du marché du travail à la naissance d'un enfant demeurent plus importants en France (15).

Un système de congé parental plus flexible et plus généreux en Suède

L'incidence différenciée des enfants en âge préscolaire sur l'offre de travail féminine s'explique essentiellement par certaines disparités nationales dans la mise en œuvre des politiques familiales. En Suède, le système de congés parentaux est à la fois flexible et généreux (cf. encadré 3). La durée du congé parental est de 15 mois et le taux de compensation pour les 12 premiers mois est de 80 % du revenu précédant la naissance de l'enfant. En France, la durée du congé maternité est de trois mois et le système de congé parental, introduit au début des années 1980, ne donne, généralement, pas lieu à une compensation de revenu, sauf s'il est couplé avec l'allocation

parentale d'éducation dont le montant forfaitaire est assez bas.

Ces différences institutionnelles concernant le droit à l'absence, devraient inciter les mères suédoises à se retirer temporairement du marché du travail durant une période plus longue que les françaises. À l'issue du congé parental, la réinsertion des mères suédoises sur le marché du travail s'effectue, le plus souvent, à temps partiel long. Par conséquent, le plus fort impact des jeunes enfants sur l'offre de travail des Suédoises peut s'expliquer par l'effet cumulatif d'une plus

15. L'incidence de la présence de jeunes enfants sur l'offre de travail féminine dépend de la spécification économétrique retenue (Anxo, Flood et Kocoglu, 2000). En effet, lorsque les couples suédois ont un enfant en âge préscolaire, les mères diminuent leur offre de travail d'environ 9 heures par semaine avec la méthode Tobit II contre une baisse supérieure à 17 heures avec la méthode Double Hurdle. Pour expliquer ces divergences, il est important de rappeler les différences entre les méthodes Tobit II et Double Hurdle. Le critère de participation au marché du travail repose, pour le modèle Tobit II, sur les données issues des budgets temps (à savoir la durée effective du travail observée dans les budgets temps) alors qu'il repose sur les taux d'activité pour le modèle Double Hurdle. La décomposition de l'effet marginal total permet de mieux comprendre ces divergences. Ainsi, avec la méthode Double Hurdle, environ 75 % de la réduction de l'offre de travail des Suédoises résulte d'une baisse de la durée du travail des actives. A contrario dans le modèle Tobit II, une part relativement plus importante de l'effet total résulte d'une baisse de la probabilité de travailler. Ce qui apparaît comme une baisse de la durée du travail des actives dans le cas Double Hurdle se manifeste comme un retrait du marché du travail dans le cas Tobit. Il n'est pas surprenant que la divergence entre les résultats du modèle Tobit II et ceux du modèle Double Hurdle soit particulièrement forte pour les mères suédoises. En effet, l'incidence du temps partiel parmi les mères de jeunes enfants est particulièrement élevée en Suède. Ainsi, si le temps partiel prend la forme d'une absence d'une ou deux journées par semaine, la probabilité d'être interrogée durant une journée non travaillée augmente. Par conséquent, le modèle Double Hurdle apparaît plus approprié pour saisir l'impact de la composition des ménages sur l'offre de travail des couples (cf. aussi l'annexe méthodologique).

Tableau 4
Les déterminants de l'offre de travail : effets marginaux (modèle *Double Hurdle*)

Variables	Françaises	Français	Suédoises	Suédois
Durée du travail du conjoint (heures par semaine)	0,16 (0,01)***	0,24 (0,02)***	0,32 (0,05)***	0,17 (0,05)***
Taux de salaire prédit (francs ou couronnes par heure)	0,02 (0,01)**	0,00 (0,01)	0,00 (0,09)	0,06 (0,06)
Revenus non salariaux du couple (milliers de francs ou de couronnes par mois)	0,19 (0,06)***	0,50 (0,07)***	- 0,12 (1,14)	1,20 (0,92)
Âge	- 0,10 (0,37)	- 0,56 (0,46)	0,49 (0,88)	2,18 (0,77)***
Âge au carré/100	0,05 (0,46)	0,86 (0,54)	- 0,51 (1,04)	- 2,40 (0,86)***
Enfants 0 à 3 ans (1 = oui, 0 = non)	- 5,13 (1,13)***	4,26 (1,53)***	- 17,31 (4,22)***	4,61 (2,98)
Enfants 4 à 6 ans (1 = oui, 0 = non)	- 1,29 (1,22)	0,80 (1,59)	- 0,79 (3,88)	- 1,64 (3,28)
Enfants 7 à 12 ans (1 = oui, 0 = non)	- 1,39 (0,99)	3,37 (1,32)*	1,47 (3,41)	- 4,48 (2,92)
Âge de l'homme - Âge de la femme	0,16 (0,10)	- 0,01 (0,13)	0,52 (0,29)	- 0,26 (0,25)
Zone Urbaine (1 = oui, 0 = non)	0,89 (0,81)	1,20 (1,06)	2,92 (2,70)	- 4,08 (2,35)*

Lecture : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. Les effets marginaux sont évalués à partir de la moyenne des échantillons. *** indique que la variable est significative à 1 %, ** à 5 % et * à 10 %.

Sources : pour la France, enquête Emploi du temps, 1986 et 1999, Insee ; pour la Suède, Household Market and Non-Market Activities, 1984 et 1993, Department of Economics, Université de Göteborg.

longue période d'absence et par des possibilités de modulation du temps de travail offertes dans le cadre du congé parental. De manière générale, les Suédoises travaillent à plein temps avant la naissance de leur premier enfant afin de maximiser leur revenu durant le congé parental (Anxo *et al.*, 2000). Une fois le congé parental terminé, leur réinsertion sur le marché du travail est assurée par la garantie à l'emploi stipulée par le système suédois de congés parentaux. Ensuite, à mesure que les enfants grandissent, elles allongent progressivement leur durée du travail (16). Les trajectoires d'activité et le profil de la durée du travail des Suédoises au cours du cycle de vie semblent être également confirmés par les estimations : l'impact des enfants sur l'offre de travail des Suédoises disparaît lorsque les enfants entrent dans leur quatrième année (cf. tableau 4).

En France, la durée du congé maternité est relativement courte et la compensation liée au congé parental faible. Par conséquent, les jeunes enfants ont un impact plus faible sur l'offre de travail des Françaises. Ainsi, il semblerait que la reprise d'emploi soit plus précoce et en plus forte proportion à temps plein. Néanmoins,

comme la décomposition de l'effet marginal total l'indique, l'impact négatif des enfants en âge préscolaire sur la probabilité de travailler reste relativement plus important en France qu'en Suède et reste cohérent avec d'autres travaux empiriques (Daune-Richard, 2000). En effet, au cours des dernières années, la baisse importante des taux d'activité des mères de deux enfants (une baisse de 20 points) est certainement liée à l'extension de l'allocation parentale d'éducation (17).

Les modes de garde collective favorisent la parité

Les différences d'impact des enfants sur l'offre de travail des femmes peuvent être aussi attri-

16. On est bien sûr en droit de s'interroger sur les effets à long terme des interruptions d'emploi et du temps partiel sur les carrières et l'évolution des revenus des femmes. Une étude récente (Albrecht *et al.*, 1998) tendrait à montrer que le système de congé parental n'a pas d'incidence négative sur l'évolution salariale des femmes.

17. Selon Gallou et Simon (1999), le nombre de bénéficiaires de l'allocation parentale d'éducation, principalement des femmes, serait passé de 175 000 en 1994 à 500 000 en 1997.

Encadré 3

LES SYSTÈMES DE CONGÉS PARENTAUX EN FRANCE ET EN SUÈDE

France : un congé parental sans indemnités et une allocation parentale d'éducation (APE)

Les parents peuvent bénéficier, en même temps ou alternativement, d'un congé parental (sans indemnités) jusqu'au troisième anniversaire de l'enfant. Ce congé parental peut être complet ou associé à un travail à temps partiel. À l'issue du congé, les parents sont assurés de retrouver leur emploi. Par ailleurs, en 1985, une allocation parentale d'éducation (APE) a été introduite pour les parents décidant de se retirer du marché du travail pour prendre en charge leurs enfants. Initialement, cette allocation ne portait que sur le troisième enfant (jusqu'à l'âge de trois ans). Une modification de la loi, entrée en vigueur en 1994, a étendu cette allocation parentale d'éducation au deuxième enfant et a de plus permis son cumul avec un emploi à temps partiel. Le montant de l'allocation parentale d'éducation est forfaitaire et dépend de la durée du travail. Elle est versée à taux plein (464 euros ou 3 045 francs par mois) lorsque le parent cesse de travailler. Elle est versée à taux partiel en cas d'emploi à temps partiel : 307 euros (2 013 francs) pour une durée du travail inférieure ou égale à 85 heures par mois, 232 euros (1 522 francs) lorsque la durée du travail est comprise entre 85 et 136 heures par mois. Un ménage ne peut bénéficier que d'une seule allocation à taux plein, mais les deux parents peuvent cumuler deux allocations à taux partiel. L'allocation parentale d'éducation est une prestation exonérée d'impôt sur le revenu.

Suède : des congés parentaux de 15 mois modulables

L'actuel système de congés parentaux a été institué en 1974 à la place des congés maternités. La durée des congés parentaux pour le couple, initialement de six mois, a été progressivement étendue à 15 mois dans les années 80. Associé à une garantie de retour à l'emploi, le congé parental offre de larges possibilités de modulation dans la mesure où il peut être utilisé sur une plus longue période en réduisant la durée hebdomadaire du travail avec compensation salariale. Le niveau de la compensation salariale est, pour les 12 premiers mois, de 80 % du revenu brut précédant la naissance de l'enfant. Les trois derniers mois donnent lieu à une indemnité forfaitaire journalière de 60 couronnes (environ 6 euros ou 40 francs). Les deux parents peuvent répartir entre eux à leur convenance les 10 premiers mois. Afin de favoriser une répartition plus égalitaire de l'absence entre les deux parents, un mois non transférable a été introduit au milieu des années 90, compensé à 90 % du revenu. De plus, les parents suédois ont, depuis 1979, le droit de réduire leur durée du travail de 25 % sans compensation salariale jusqu'à ce que l'enfant ait atteint l'âge de 8 ans. Outre les congés parentaux, des congés rémunérés en cas de maladie des enfants ont été introduits dans les années 70 et leur durée légale est aujourd'hui de 60 jours par an et par enfant.

buées aux disparités nationales dans la prise en charge des jeunes enfants. Une offre restreinte de mode de garde (en termes d'accès et/ou d'heures d'ouverture) peut limiter l'offre de travail des ménages. En Suède, presque tous les enfants de moins de un an sont pris en charge par un des parents. En France, la moitié des enfants de moins de trois ans sont gardés par l'un des deux parents, les autres se répartissant entre les assistantes maternelles, les crèches, la solidarité familiale ou de voisinage et la garde à domicile. En revanche, lorsque l'enfant atteint l'âge de trois ans, les taux de garde collective sont, dans les deux pays, supérieurs à 75 %. L'impact négatif des enfants sur l'offre de travail des femmes disparaît pour les enfants de plus de trois ans (cf. tableau 4), confirmant l'enjeu décisif des modes de garde institutionnels de la petite enfance sur la parité hommes/femmes en général et sur l'offre de travail des femmes en particulier.

La répartition des activités domestiques et parentales

D'après les enquêtes emploi du temps, la répartition sexuelle des activités domestiques est plus inégalitaire en France qu'en Suède (18) (19) : 41 % des hommes mariés ou vivant maritalement participent aux activités domestiques du ménage en Suède contre 32 % en France. Par ailleurs, les Françaises consacrent, en moyenne, six heures de plus par semaine aux activités domestiques que les Suédoises (29 heures contre 23 heures). Une analyse plus fine par type d'activités domestiques montre que les Suédoises passent aussi moins de temps pour chaque activité répertoriée : l'écart le plus important concerne la lessive et le repassage (2 heures de moins par semaine pour les Suédoises).

Indépendamment du cadre théorique retenu (cf. encadré 4), le revenu du ménage est supposé réduire le temps consacré par le couple aux activités domestiques. En effet, un revenu plus élevé permet au ménage de substituer une part de sa production domestique par des biens et services disponibles sur le marché. Les estimations réalisées confirment la corrélation négative entre revenu et temps consacré aux activités domestiques. Cependant, cette relation n'est statistiquement significative que pour la France. L'absence d'effet revenu en Suède peut s'expliquer par la carence relative de l'offre de biens et de services de substitution et aussi par une dispersion plus faible des revenus.

Théoriquement, le différentiel de revenu entre conjoints devrait, *ceteris paribus*, accentuer l'inégalité dans la répartition sexuelle des tâches domestiques. Dans les deux pays, un plus fort différentiel sexuel de revenu réduit la contribution des hommes aux activités domestiques, la réduction étant du même ordre de grandeur. Cette réduction résulte de l'effet conjugué de la baisse du temps qu'ils consacrent aux activités domestiques et d'un allongement de la durée du travail domestique de leur conjointe.

En France, plus la femme travaille, plus la répartition des tâches domestiques est égalitaire...

Les effets de la durée du travail du conjoint traduisent quelques disparités entre les deux pays. En Suède, la durée du travail d'un des conjoints ne semble pas avoir d'impact sur la production domestique de l'autre. En revanche, en France, un allongement de la durée du travail d'un conjoint entraîne une légère réduction de la production domestique de l'autre (cf. tableau 5). Ce résultat est lié à la complémentarité des durées du travail des conjoints, observée lors des estimations sur l'offre de travail. Toutefois, la contribution relative des hommes est positivement corrélée à la durée du travail des femmes. Ainsi, plus la participation des femmes au marché du travail est importante, plus la répartition des tâches domestiques est égalitaire. Cet effet passe par deux canaux. Le premier est direct : lorsque les femmes augmentent leur durée du travail, elles consacrent moins de temps à la production domestique ; ainsi, toutes choses égales par ailleurs, la contribution relative des hommes aux activités domestiques augmente. Le second est indirect : un allongement de la durée du travail des femmes diminue la part du revenu des hommes dans le revenu global du couple, ce qui favorise une répartition plus égalitaire des tâches.

En Suède, le niveau de formation du couple n'a d'impact ni sur le temps que chaque conjoint consacre aux activités domestiques ni sur la

18. Pour les deux pays, les activités domestiques comprennent : la préparation et la cuisson des repas, la vaisselle, le ménage, le rangement, la lessive, le repassage, le rangement des vêtements, la couture, les courses (achat de biens de consommation courante et biens durables), l'entretien, les réparations, le bricolage, le jardinage et les activités administratives relatives au ménage. Les activités parentales regroupent les soins actifs et passifs aux enfants. Les soins actifs comprennent l'habillage, le lavage, le couchage, les jeux d'intérieur et d'extérieur, les instructions sportives ou artistiques, la lecture, le suivi des devoirs. Les soins passifs regroupent des activités comme, par exemple, surveiller les enfants en faisant autre chose.

19. La définition retenue des activités domestiques exclut les soins apportés aux enfants ou à des tiers.

LA MODÉLISATION DE L'ALLOCATION DES TEMPS ET LE CHOIX DES VARIABLES EXPLICATIVES

Traditionnellement, deux types d'approches théoriques sont **utilisés** pour modéliser l'allocation du temps des ménages entre différentes activités.

Les modèles d'offre collective de travail

La première approche repose sur les modèles d'offre collective de travail incluant la production domestique et dans lesquels les deux conjoints maximisent leur utilité individuelle, les prix et le taux de salaire étant donnés. Couramment, il est supposé que les biens et services issus de la production domestique sont parfaitement substituables aux biens et services marchands. L'allocation optimale du temps entre les conjoints et les préférences individuelles peuvent, sous cette hypothèse, être induites des comportements observés (Chiappori, 1997). Lorsque l'hypothèse de parfaite substitution entre biens domestiques et marchands est levée, les prix des biens et services domestiques deviennent endogènes. Dans ce cas, somme toute plausible, les modèles d'offre collective de travail souffrent de sérieux problèmes d'identification (Chiappori, 1997 ; Apps et Reeds, 1997). De plus, l'estimation de ces modèles requiert des informations supplémentaires, par exemple, sur la structure des budgets familiaux ou encore sur les dépenses de consommation des ménages, non disponibles dans les enquêtes françaises et suédoises.

Les modèles de capital humain et de négociation

Le second type d'approche théorique, retenu ici, fait appel aux modèles de capital humain et de négociation (1). Selon la théorie du capital humain, les avantages comparatifs et les gains de spécialisation qui en découlent, aboutissent à une répartition optimale du temps selon laquelle l'un des conjoints se spécialise dans la production domestique et l'autre sur le marché du travail. Même lorsque les deux conjoints ont, initialement, les mêmes dispositions au travail rémunéré, il est souvent supposé que la maternité développe certaines aptitudes rendant optimale la spécialisation des femmes dans les activités domestiques (Becker, 1981). Même si les développements de la division sexuelle du travail au cours des dernières décennies semblent infirmer cette hypothèse, la théorie du capital humain reste un cadre théorique et heuristique pertinent pour identifier un certain nombre de facteurs pouvant influencer la division sexuelle du travail.

Les modèles de négociation, quant à eux, partent du principe que les processus de décision dans une relation à long terme, comme le mariage, sont caractérisés par des coûts de transactions importants. Dans ces modèles, le pouvoir de négociation de chaque conjoint est fonction du bien-être qu'il peut retirer en cas de rupture du contrat (séparation). Étant donné que les hommes ont, en général, un revenu supérieur à celui de leur conjointe, leur pouvoir de négociation est plus fort et donc ils sont en mesure de contraindre leur épouse/concubine à consacrer plus de temps aux activités domestiques. Une explication alternative au déséquilibre de rapport de force entre époux est que l'homme, du fait de son revenu plus élevé, peut se procurer des biens de substitution sur le marché (Hersh et Stratton, 1994). Les modèles de négociation offrent donc un cadre théorique alternatif plausible à l'existence d'une division inégalitaire des tâches.

Le choix des variables explicatives

Afin d'analyser l'impact de l'environnement socio-économique sur la répartition sexuelle des activités domestiques et parentales, trois équations sont estimées pour chaque pays. La première équation a pour variable dépendante la contribution relative des hommes aux activités domestiques (respectivement activités parentales). Les deux autres équations ont pour variable endogène le temps consacré par l'homme, respectivement par la femme, aux activités domestiques (et aux activités parentales). Si la contribution relative des hommes aux activités domestiques est un indicateur de la division sexuelle du travail, les deux autres équations sont nécessaires pour s'assurer si, par exemple, une hausse de la contribution relative des hommes aux tâches domestiques provient d'un allongement du temps consacré par ces derniers à la production domestique ou bien d'une réduction du temps consacré par leurs épouses/concubines.

Les estimations économétriques reposent sur la méthode *Tobit I* (cf. annexe méthodologique) pour tenir compte du nombre élevé d'individus n'ayant pas déclaré le jour de l'enquête avoir consacré de temps aux activités domestiques (principalement dans l'échantillon français).

Les théories du capital humain et des modèles de négociation, permettent de déduire une série de variables explicatives susceptibles d'influencer la répartition sexuelle des activités domestiques. Les estimations incluent les variables exogènes suivantes : le revenu total du couple, la part du salaire de l'homme dans le revenu total du couple, la durée du travail du conjoint, le niveau de formation de chaque conjoint, l'âge des enfants, l'âge moyen du couple, la différence d'âge entre les époux, et des variables muettes pour tenir compte de possibles variations régionales et de l'influence du type d'habitat (2).

Si les déterminants de la répartition sexuelle des activités domestiques déduits des théories du capital humain et des modèles de négociation peuvent être identiques, leurs implications peuvent, en revanche, être différentes. Aussi est-il nécessaire de présenter, avant d'analyser les résultats des estimations pour chacune des variables retenues, les relations prédites par les deux théories.

- Indépendamment du cadre théorique retenu, le revenu du ménage est supposé réduire le temps consacré par le couple aux activités domestiques. En effet, un revenu plus élevé permet au ménage de remplacer une part de sa production domestique par des biens et services disponibles sur le marché.

- Le différentiel de revenu entre conjoints, à savoir la part du revenu salarial de l'homme dans le revenu total



1. Ce choix théorique permet, de surcroît, d'étendre la comparaison à deux études analogues réalisées en Allemagne et aux États-Unis (Beblo, 1999 ; Hersh et Stratton, 1994).

2. D'autres variables, comme par exemple le type d'activité (salariés/travailleurs indépendants), la nationalité, le nombre total d'individus composant le ménage ou encore le nombre total d'enfants ont été testées. Aucune de ces variables ne s'est révélée être statistiquement significative.

Encadré 4 (suite)

du ménage, devrait, *ceteris paribus*, accentuer l'inégalité dans la répartition sexuelle des tâches domestiques. En effet, cet écart reflète soit un avantage comparatif sur le marché du travail (théorie du capital humain), soit un pouvoir de négociation renforcé (théorie de la négociation).

- Le niveau de formation des conjoints devrait affecter l'allocation du temps entre activité professionnelle et production domestique de deux façons. Premièrement, un niveau de formation élevé a un effet positif sur l'offre de travail et donc sur le revenu des individus et par conséquent reflète l'existence d'un avantage comparatif ou encore un pouvoir de négociation. Autrement dit, plus l'écart du niveau d'éducation entre les conjoints est élevé, plus le degré de spécialisation est important, et plus la division des tâches est inégalitaire. Le niveau de formation peut aussi indiquer une attitude plus égalitaire des individus. En effet, plusieurs études empiriques ont montré que plus le niveau d'éducation des conjoints était élevé, plus la répartition des tâches domestiques était égalitaire. Trois niveaux d'éducation sont retenus : faible, intermédiaire, et supérieur. Le niveau d'éducation le plus faible inclut les individus ayant un niveau de formation égal ou inférieur à l'école obligatoire ainsi que des formations professionnelles courtes, le niveau intermédiaire regroupe ceux qui ont une formation secondaire (générale ou technique), enfin le niveau supérieur comprend les individus ayant une formation universitaire ou assimilée.

- La présence et surtout l'âge des enfants influent sur le temps consacré par les individus aux activités domestiques et parentales, aussi bien que sur la division sexuelle du travail. Cette influence peut être soit directe (la présence d'enfants entraîne, *de facto*, une augmentation de la production domestique), soit indirecte à travers l'impact des enfants sur l'offre de travail. Par ailleurs, l'ampleur de l'effet des enfants sur la production domestique est supposée être une fonction décroissante de leur âge (les enfants plus âgés pouvant contribuer à la production domestique). Comme dans le cas de l'estimation de l'offre de travail, quatre variables muettes ont été incluses (enfants de moins de 4 ans, de 4 à 6 ans, de 7 à 12 ans et 13 à 17 ans).

- Le temps consacré par chaque membre du couple aux activités domestiques ou parentales peut également être influencé par sa propre durée du travail ainsi que par celle de son conjoint. L'introduction de la durée du travail comme variable exogène se heurte au problème d'endogénéité du temps de travail. Théoriquement, une manière de résoudre ce problème est d'estimer un système d'équations simultanées. Dans un premier temps, on a estimé un tel système à l'aide d'un *Tobit* (3). La précision des estimations était malheureusement loin d'être satisfaisante. Aussi, pour limiter le problème d'endogénéité de la durée du travail, et contrairement aux études effectuées aux États-Unis et en Allemagne (cf. *infra*), on n'a inclus que la durée du travail du conjoint (4). Autrement dit, on a fait l'hypothèse que la répartition sexuelle des activités suit un processus séquentiel dans lequel les deux conjoints décident en premier de leur contribution respective sur le marché du travail. Ensuite, les individus considèrent la durée du travail de leur conjoint comme une donnée exogène lorsqu'ils déterminent la répartition de leurs activités domestiques et parentales. Un simple test montre que le problème d'endogénéité est limité dans les deux échantillons. En effet, lorsqu'on estime les équations, sans inclure la durée du travail du partenaire, les coefficients des autres variables

explicatives demeurent stables. Quel que soit le cadre conceptuel retenu, un allongement de la durée du travail d'un conjoint est censé augmenter la durée des activités domestiques de l'autre. En d'autres termes, un allongement de la durée du travail des femmes est censé augmenter la contribution relative des hommes aux activités domestiques et inversement.

- Les développements théoriques récents des modèles de négociations non coopératifs apportent un éclairage intéressant sur les déterminants de la division sexuelle du travail. Dans ces modèles, le conjoint dit « dominant » est supposé disposer d'un avantage stratégique dans la mesure où il décide en premier de sa contribution aux activités rémunérées et domestiques. Il fixe, ainsi, sa durée du travail et sa contribution aux activités domestiques sans considérer la position de son conjoint qui se trouve contraint par les choix du « dominant ». Selon cette approche, la différence d'âge entre les époux signalerait un avantage stratégique pour le plus âgé des deux. À l'instar de Beblo (1999), la différence d'âge entre conjoints sert d'indicateur de « dominance ». Pour les deux échantillons, les hommes sont en moyenne plus âgés que les femmes (2,5 ans de différence en France et 3 ans en Suède). Par conséquent, cette variable devrait réduire le temps que les hommes consacrent aux activités domestiques et allonger celui des femmes. En d'autres termes, plus le différentiel d'âge est important plus la division sexuelle du travail est censée être inégalitaire. L'introduction de cette variable permet, également, de tester la validité empirique des modèles de négociations non coopératifs.

- Pour tenir compte des disparités d'attitudes et de normes sociales entre différentes générations de couples, on a introduit l'âge moyen du couple (effet de cohorte). Les couples les plus âgés étant supposés avoir une division sexuelle du travail plus traditionnelle, cette variable devrait avoir un effet négatif sur la contribution relative des hommes aux activités domestiques.

- Enfin, on a également introduit des variables muettes pour tenir compte d'une part du type de logement (appartement/maison individuelle) et d'autre part de possibles variations régionales (zone urbaine). Les couples vivant en maison individuelle sont supposés accorder plus de temps aux activités domestiques (essentiellement entretiens/réparations et jardinage). Les couples résidant dans une grande ville (plus de 100 000 habitants) sont censés consacrer moins de temps aux activités domestiques du fait d'une offre plus étendue de biens et services de substitution.

3. Le système d'équations simultanées (Tobit System) a été estimé en deux étapes. Dans un premier temps, on a estimé une forme réduite, incluant comme variables endogènes la durée du travail et le temps consacré aux activités domestiques et parentales et comme variables exogènes les caractéristiques socio-économiques des conjoints. Dans la seconde étape, un modèle structurel a été estimé en utilisant les variables prédites dans l'étape 1 comme variables explicatives. D'après les estimations, le degré de corrélation entre variables prédites et observées est faible, ce qui a pour effet de réduire leur précision.

4. Outre le problème d'endogénéité, le parti-pris de ne pas introduire comme variable exogène la durée du travail propre de l'individu, est liée à la contrainte temporelle. En effet, une journée comptant 24 heures, un allongement de la durée du travail d'un individu réduit de facto le temps consacré aux activités domestiques et parentales.

contribution relative des hommes (cf. tableau 6). En revanche, en France, les hommes vivant avec des femmes ayant un niveau de formation supérieure (20) passent plus de temps aux activités domestiques (environ 2 heures de plus par semaine). De surcroît, les femmes ayant un faible niveau d'éducation passent beaucoup plus de temps aux activités domestiques (3,7 heures de plus par semaine, cf. tableau 5). En faisant l'hypothèse d'un certain degré d'endogamie par rapport au niveau de formation, la répartition des tâches au sein des couples français ayant un niveau d'éducation élevé apparaît plus égalitaire.

... mais la présence d'enfants joue en sens inverse

Sans surprise, la présence et l'âge des enfants affectent de manière significative le temps consacré par le couple aux activités domestiques (hors activités parentales). Cependant, l'impact des enfants sur l'offre de travail domestique présente des disparités nationales importantes. En France, la présence et l'âge des enfants n'ont

pas d'influence sur le temps que les pères accordent aux tâches domestiques. En revanche, la contribution des mères françaises est une fonction croissante de l'âge des enfants (21). En d'autres termes, les enfants renforcent la division inégalitaire du travail domestique au sein des couples français.

En Suède, en revanche, l'impact négatif des enfants sur la division sexuelle des tâches est limité aux enfants en âge préscolaire. Les mères ayant des enfants de moins de trois ans consacrent 4,5 heures de plus par semaine aux activités domestiques (cf. tableau 6). À l'instar de l'impact négatif des enfants sur l'offre de travail, ce résultat s'explique par la spécificité du système suédois de congés parentaux : les Suédoises se retirent, en effet, du marché du travail à la

20. Relativement aux hommes vivant avec des femmes de niveau d'éducation intermédiaire.

21. L'augmentation de la charge domestique des Françaises avec l'âge des enfants s'explique probablement par le fait que les besoins domestiques des enfants lorsqu'ils grandissent correspondent plus à des activités typiquement féminines et aussi par la moindre implication des pères.

Tableau 5
Activités domestiques des couples français

Variables indépendantes	Moyenne	Variables dépendantes					
		Contribution relative des hommes		Temps consacré aux activités domestiques			
				Hommes		Femmes	
		EM	EI	EM	EI	EM	EI
Revenu total du ménage (1)	16,8	- 0,003***	- 0,17***	- 0,16***	0,18***	- 0,16***	- 0,10***
Part du revenu des hommes (2)	0,56	- 0,07***	- 0,13***	- 4,28***	- 0,17***	9,11***	0,18***
Durée de travail des femmes	21,2	0,002***	0,11***	- 0,06***	- 0,08***	-	-
Durée de travail des hommes	35,4	-	-	-	-	- 0,05***	- 0,06***
Éducation							
Inférieure ou égale à l'école obligatoire (hommes)	0,68	- 0,01		- 0,11		- 0,52	
Universités ou assimilés (hommes)	0,21	- 0,01		- 1,00		- 0,42	
Inférieure ou égale à l'école obligatoire (femmes)	0,64	- 0,02**		- 0,49		3,66***	
Universités ou assimilés (femmes)	0,22	0,04**		2,18***		- 0,7	
Enfants							
0 à 3 ans (1 = oui, 0 = non)	0,18	0,02		0,50		0,8	
4 à 6 ans (1 = oui, 0 = non)	0,16	- 0,03*		- 0,94		1,39*	
7 à 12 ans (1 = oui, 0 = non)	0,28	- 0,02*		- 0,38		1,86***	
13 à 17 ans (1 = oui, 0 = non)	0,24	- 0,03***		- 0,80		3,19***	
Âge moyen du couple	42,3	0,00	0,11	0,17***	0,48***	0,43***	0,62***
Différence d'âge entre les conjoints	2,5	0,00	0,01	0,07	0,01	- 0,08	- 0,01
Maison individuelle (1 = oui, 0 = non)	0,63	0,03***		2,64***		0,52	
Zone urbaine (1 = oui, 0 = non)	0,41	- 0,002		- 0,89*		- 2,06***	

Lecture : les effets marginaux (EM) ou les élasticités (EI) sont évalués à partir de la moyenne des échantillons.

*** indique que la variable est significative à 1 %, ** à 5 % et * à 10 %.

Champ : couples âgés de 18 à 64 ans.

Sources : pour la France, enquête Emploi du temps, 1986 et 1999, Insee ; pour la Suède, Household Market and Non-Market Activities, 1984 et 1993, Department of Economics, Université de Göteborg.

naissance de l'enfant pour une période relativement longue. Les femmes prennent en charge une plus forte part des responsabilités domestiques lorsque les enfants sont très jeunes. En revanche, lorsque l'enfant atteint l'âge de trois ans, elles augmentent leur activité professionnelle et l'impact des enfants sur leur production domestique disparaît. Les activités domestiques des pères suédois ne sont pas affectées par les jeunes enfants en âge préscolaire. En revanche, lorsque l'enfant atteint l'âge de trois ans, les Suédois augmentent significativement le temps qu'ils consacrent aux activités domestiques (de plus de 4,5 heures par semaine, cf. tableau 6). Ce résultat confirme l'importance des modes de régulation de la prise en charge de la petite enfance sur la division sexuelle des tâches. Lorsque les Suédoises réintègrent le marché du travail, leurs conjoints augmentent notablement leur contribution aux activités domestiques.

Contrairement à l'étude réalisée en Allemagne (Beblo, 1999), la différence d'âge entre les conjoints, censée représenter un avantage stratégique du conjoint le plus âgé, n'a pas d'effet significatif

sur la répartition sexuelle des tâches domestiques en France et en Suède. Les estimations proposées ici ne semblent pas valider l'approche des modèles de négociation non coopératif. La variable supposée représenter un effet de cohorte, à savoir l'âge moyen du couple, n'a pas non plus d'impact sur la répartition sexuelle des tâches domestiques. Il n'y a donc pas de différences significatives en matière de division du travail entre les différentes générations de couples.

Lorsque le couple vit dans une maison individuelle, la production domestique des hommes augmente de près de 3 heures par semaine alors que celle des femmes n'est pas affectée par le type d'habitation. Ce résultat n'est pas surprenant, compte tenu de la forte spécialisation sexuelle des tâches domestiques (particulièrement des activités d'entretiens/réparations qui demeurent toujours l'apanage des hommes). Enfin, la variable régionale (zone urbaine) n'a pas d'effet sur la production domestique en Suède, indiquant une certaine homogénéité régionale des comportements. En revanche, en France, les couples résidant dans des zones

Tableau 6
Activités domestiques des couples suédois

Variables indépendantes	Moyenne	Variables dépendantes					
		Contribution relative des hommes		Temps consacré aux activités domestiques			
				Hommes		Femmes	
		EM	EI	EM	EI	EM	EI
Revenu total du ménage (1)	27,2	- 0,00	- 0,05	- 0,06	- 0,1	- 0,06	- 0,07
Part du revenu des hommes (2)	0,55	- 0,10***	- 0,14***	- 3,6*	- 0,12*	6,02***	0,14***
Durée de travail des femmes	22,51	0,002***	0,13***	- 0,02	- 0,03	-	-
Durée de travail des hommes	33,41	-	-	-	-	0,02	0,02
Éducation							
Inférieure ou égale à l'école obligatoire (hommes)	0,48	0,03		0,4		- 0,64	
Universités ou assimilés (hommes)	0,19	- 0,01		- 0,91		0,15	
Inférieure ou égale à l'école obligatoire (femmes)	0,45	- 0,02		0,56		1,32	
Universités ou assimilés (femmes)	0,21	0,02		1,75		1,63	
Enfants							
0 à 3 ans (1 = oui, 0 = non)	0,17	- 0,02		- 0,73		4,46***	
4 à 6 ans (1 = oui, 0 = non)	0,12	0,04		4,66***		1,39	
7 à 12 ans (1 = oui, 0 = non)	0,16	0,03		2,68***		1,49	
13 à 17 ans (1 = oui, 0 = non)	0,14	- 0,06***		- 1,57		2,18	
Âge moyen du couple	43,5	0,00	- 0,10	0,05	0,13	0,24***	0,43***
Différence d'âge entre les conjoints	2,8	0,00	0,01	0,11	0,02	- 0,1	- 0,01
Maison individuelle (1 = oui, 0 = non)	0,8	0,02		2,84**		0,14	
Zone urbaine (1 = oui, 0 = non)	0,26	0,00		- 0,37		- 0,66	

1. Milliers de couronnes suédoises par mois.

2. Part du revenu salarial des hommes dans le revenu total du ménage.

Lecture : les effets marginaux (EM) ou les élasticités (EI) sont évalués à partir de la moyenne des échantillons.

*** indique que la variable est significative à 1 %, ** à 5 % et * à 10 %.

Champ : ensemble des couples âgés de 18 à 64 ans.

Sources : pour la France, enquête Emploi du temps, 1986 et 1999, Insee ; pour la Suède, Household Market and Non-Market Activities, 1984 et 1993, Department of Economics, Université de Göteborg.

urbaines consacrent, en moyenne, moins de temps aux activités domestiques. Outre des différences d'attitude socioculturelle entre zones urbaine et rurale, ces disparités peuvent refléter des différences régionales dans l'offre de biens et services de substitution.

Une répartition des tâches domestiques plus inégalitaire pour les couples français

Les résultats des estimations obtenus permettent d'avancer quelques hypothèses pour expliquer la division plus inégalitaire des tâches domestiques en France. La première raison est liée à un plus faible taux d'activité des Françaises. Comme il ressort des développements précédents, le différentiel sexuel de revenu, le niveau d'éducation des femmes et leur durée de travail ont un impact significatif sur la division sexuelle du travail domestique. Comparés à la France, les différentiels sexuels d'éducation, de salaire et de durée du travail en Suède sont moins importants. En d'autres termes, les gains de spécialisation sont plus faibles (théorie du capital humain) ou encore les rapports de force (modèle de négociation) apparaissent plus équilibrés en Suède, expliquant une division sexuelle relativement plus égalitaire. Un autre facteur concerne l'impact différencié des enfants dans les deux pays. En effet, si la pré-

sence de jeunes enfants en âge préscolaire tend à renforcer l'inégalité de la division sexuelle du travail dans les deux pays, la contribution des pères aux activités domestiques augmente en Suède, à la différence de la France, lorsque leur conjointe réintègre le marché du travail.

Deux études empiriques, utilisant la même approche méthodologique et conceptuelle, ont été réalisées en Allemagne (Beblo, 1999) et aux États-Unis (Hersh et Stratton, 1994). Ces deux études analysent l'impact de l'environnement socio-économique sur la répartition sexuelle des activités domestiques au sein des couples. Du fait de disparités importantes dans l'organisation, le champ et la date des enquêtes ainsi que dans la définition du travail domestique, cette comparaison reste fragile et doit être interprétée avec prudence. Gardant en mémoire ces différences, l'examen des budgets temps dans les quatre pays montre que la contribution relative des Allemands, des Français et des Américains aux activités domestiques est grosso modo identique, à savoir environ 30 % et nettement inférieure à celle observée en Suède (40 %). Ainsi, la répartition sexuelle des tâches domestiques apparaît nettement plus égalitaire parmi les couples suédois. Bien que fragile, la comparaison des estimations économétriques réalisées dans les quatre pays fournit quelques enseignements intéressants (cf. tableau 7). En premier lieu, les

Tableau 7
Contribution des hommes aux activités domestiques dans quelques pays

Variables	France	Allemagne	Suède	États-Unis
Revenu total du ménage	négatif	négatif	n.s.	négatif
Part du revenu des hommes	négatif	négatif	négatif	négatif
Durée du travail des femmes	positif	positif	positif	-
Durée du travail des hommes	-	négatif	-	-
Part de la durée du travail de l'homme	-	-	-	négatif
Éducation				
Inférieure ou égale à l'école obligatoire (hommes)	n.s.	-	n.s.	négatif
Universités ou assimilés (hommes)	n.s.	-	n.s.	positif
Inférieure ou égale à l'école obligatoire (femmes)	négatif	-	n.s.	n.s.
Universités ou assimilés (femmes)	positif	-	-	-
Nombre d'années d'éducation (hommes)	-	positif	-	-
Nombre d'années d'éducation (femmes)	-	positif	-	-
Âge des enfants				
0 à 3 ans	n.s.	-	n.s.	n.s.
4 à 6 ans	négatif	-	n.s.	n.s.
7 à 12 ans	négatif	-	n.s.	positif
13 à 17 ans	négatif	-	négatif	négatif
Enfants (1 = oui, 0 = non)	-	négatif	-	-
Âge moyen du couple	n.s.	négatif	n.s.	négatif
Différence d'âge entre les époux	n.s.	négatif	n.s.	-

Lecture : n.s. = non significatif.

Champ : couples.

Sources : Anxo et al. (2000a), Beblo (1999) et Hersh et Stratton (1994).

variables exogènes ont, à quelques exceptions près, la même incidence sur la division sexuelle des tâches et les résultats sont globalement robustes. Ainsi indépendamment du pays, le revenu global du couple et le différentiel de salaires entre les hommes et les femmes accentuent la répartition inégalitaire des tâches. La durée du travail des femmes et leur niveau de formation ont, en revanche, un effet positif sur la division sexuelle du travail domestique (Anxo, Flood et Kocoglu, 2000).

Les pères français consacrent moins de temps à leurs enfants...

La contribution relative des pères aux activités parentales est nettement plus élevée en Suède qu'en France (37 % contre 25 %), indiquant une répartition sexuelle plus égalitaire des tâches parentales en Suède. Les Françaises et les Suédoises consacrent, en moyenne, environ 7 heures par semaine aux activités parentales contre 4 heures pour les Suédois et seulement 2,5 heures pour les Français. Bien que les cou-

ples français aient, en moyenne, un peu plus d'enfants que les couples suédois (1,9 contre 1,8) (cf. tableau 3), les couples français consacrent moins de temps à leurs enfants.

La contribution relative des hommes aux activités parentales est indépendante du revenu global du ménage. Néanmoins, le temps consacré par les Françaises aux activités parentales diminue lorsque le niveau de revenu des ménages augmente (cf. tableau 8). Le différentiel sexuel de revenu n'a pas non plus d'incidence sur la répartition sexuelle des activités parentales.

Les effets de la durée du travail du conjoint sur les activités parentales apparaissent contrastés. Dans les deux pays, un allongement de la durée du travail des pères augmente le temps que les mères consacrent aux activités parentales. Cet effet n'est, en revanche, pas symétrique en Suède : la durée du travail des mères suédoises n'a d'influence ni sur le temps que les pères consacrent aux activités parentales ni sur leur contribution relative. En France, le temps (tant en termes relatifs qu'absolus) consacré par les pères

Tableau 8
Les temps parentaux des couples français

Variables indépendantes	Moyenne	Variables dépendantes					
		Contribution relative des pères		Temps consacré aux activités parentales			
				Pères		Mères	
		EM	EI	EM	EI	EM	EI
Revenu total du ménage (1)	17,4	0,00	0,02	0	- 0,04	- 0,06***	- 0,18***
Part du revenu des hommes (2)	0,58	- 0,03	- 0,07	- 0,19	- 0,04	1,86***	0,19***
Durée de travail des femmes	20,9	0,002***	0,19***	0,01***	0,14***	-	-
Durée de travail des hommes	38,6	-	-	-	-	0,03***	0,17***
Éducation							
Inférieure ou égale à l'école obligatoire (hommes)	0,7	0,00		- 0,43		- 1,65***	
Universités ou assimilés (hommes)	0,21	0,02		0,03		- 0,61	
Inférieure ou égale à l'école obligatoire (femmes)	0,65	- 0,00		- 0,44**		- 1,19***	
Universités ou assimilés (femmes)	0,21	0,04		0,41		0,17	
Enfants							
0 à 3 ans (1 = oui, 0 = non)	0,26	0,03		1,91***		8,18***	
4 à 6 ans (1 = oui, 0 = non)	0,23	0,01		0,93***		2,59***	
7 à 12 ans (1 = oui, 0 = non)	0,41	- 0,03		0,86***		3,71***	
13 à 17 ans (1 = oui, 0 = non)	0,35	- 0,02		- 0,31		- 0,34	
Âge moyen du couple	40,4	- 0,00	- 0,42	- 0,10***	- 2,41***	- 0,25***	- 1,78***
Différence d'âge entre les conjoints	2,6	- 0,00	- 0,01	- 0,00	- 0,01	0,07*	- 0,03*
Maison individuelle (1 = oui, 0 = non)	0,63	- 0,00		- 0,20		- 0,40	
Zone urbaine (1 = oui, 0 = non)	0,41	- 0,00		0,13		0,46	

Lecture : les effets marginaux (EM) ou les élasticités (EI) sont évalués à partir de la moyenne des échantillons.

*** indique que la variable est significative à 1 %, ** à 5 % et * à 10 %.

Champ : couples avec enfant(s) âgés de 18 à 64 ans.

Sources : pour la France, enquête Emploi du temps, 1986 et 1999, Insee ; pour la Suède, Household Market and Non-Market Activities, 1984 et 1993, Department of Economics, Université de Göteborg.

aux activités parentales est positivement corrélé à la durée du travail des femmes. Néanmoins, l'impact de la durée du travail des Françaises sur la contribution relative des pères aux tâches parentales reste limité. Ainsi, lorsque la durée du travail des Françaises augmente de 1 % leurs conjoints augmentent leur activité parentale de 0,1 % et leur contribution relative de 0,2 %.

... tout comme les couples ayant un faible niveau de formation

La contribution relative des pères français aux activités parentales est indépendante de leur niveau de formation. Cependant, lorsque leur conjointe a un faible niveau de formation, les Français réduisent leur participation aux activités parentales (plus d'une demi-heure par semaine). De même, les Françaises vivant avec un conjoint dont le niveau d'éducation est égal ou inférieur à l'école obligatoire réduisent le temps qu'elles consacrent aux activités parentales. Ces résultats semblent indiquer que les couples français ayant un faible niveau de forma-

tion consacrent, en moyenne, moins de temps à leurs enfants. En Suède, les pères possédant un niveau de formation supérieur consacrent, en moyenne, deux heures de plus par semaine à leurs enfants (cf. tableau 9). *A contrario*, lorsqu'ils ont une conjointe dont le niveau de formation est égal ou inférieur à l'école obligatoire, leur contribution aux activités parentales, tant en volume qu'en part relative, diminue. Globalement, les estimations confirment la relation positive entre le niveau d'éducation des conjoints et le temps qu'ils consacrent aux activités parentales. Compte tenu du fait qu'environ 70 % des couples français ont un niveau de formation inférieur ou égal à l'école obligatoire, contre 40 % pour les Suédois, une part des différences nationales constatées dans la répartition sexuelle des activités parentales peut être attribuée aux différences dans la distribution des niveaux de formation entre les deux pays.

Dans les deux pays, le temps consacré aux activités parentales est une fonction décroissante de l'âge des enfants et l'incidence des enfants est beaucoup plus marquée pour les femmes que

Tableau 9
Les temps parentaux des couples suédois

Variables indépendantes	Moyenne	Variables dépendantes					
		Contribution relative des pères		Temps consacré aux activités parentales			
				Pères		Mères	
		EM	EI	EM	EI	EM	EI
Revenu total du ménage (1)	27	- 0,00	- 0,03	- 0,06*	- 0,48*	- 0,11**	- 0,47**
Part du revenu des hommes (2)	0,57	- 0,10	- 0,17	- 0,41	- 0,07	0,78	0,07
Durée de travail des femmes	21,5	0,00	0,07	- 0,00	- 0,02	-	-
Durée de travail des hommes	35,4	-	-	-	-	0,04**	0,19**
Éducation							
Inférieure ou égale à l'école obligatoire (hommes)	0,43	0,09**		0,96		- 0,17	
Universités ou assimilés (hommes)	0,21	0,07		1,99***		1,37	
Inférieure ou égale à l'école obligatoire (femmes)	0,38	- 0,08*		- 2,05**		- 1,3	
Universités ou assimilés (femmes)	0,24	0,05		- 0,14		0,07	
Enfants							
0 à 3 ans (1 = oui, 0 = non)	0,32	0,06		3,87***		7,66***	
4 à 6 ans (1 = oui, 0 = non)	0,23	- 0,00		1,25**		2,32***	
7 à 12 ans (1 = oui, 0 = non)	0,31	0,07		1,20**		1,49*	
13 à 17 ans (1 = oui, 0 = non)	0,27	- 0,02		- 1,04		- 1,9*	
Âge moyen du couple	39	- 0,01*	- 0,75*	- 0,17***	- 2,15***	- 0,25***	- 1,46***
Différence d'âge entre les conjoints	2,8	0,00	- 0,02	- 0,12***	- 0,10***	- 0,14	- 0,06
Maison individuelle (1 = oui, 0 = non)	0,82	- 0,12**		- 0,86		2,19**	
Zone urbaine (1 = oui, 0 = non)	0,54	0,00		0,05		0,44	

1. Milliers de couronnes suédoises par mois.

2. Part du revenu salarial des hommes dans le revenu total du ménage.

Lecture : les effets marginaux (EM) ou les élasticités (EI) sont évalués à partir de la moyenne des échantillons.

*** indique que la variable est significative à 1 %, ** à 5 % et * à 10 %.

Champ : couples avec enfant(s) âgés de 18 à 64 ans.

Sources : pour la France, enquête Emploi du temps, 1986 et 1999, Insee ; pour la Suède, Household Market and Non-Market Activities, 1984 et 1993, Department of Economics, Université de Göteborg.

pour les hommes. Le différentiel sexuel est particulièrement prononcé en France. Ainsi, les Françaises ayant des enfants en âge préscolaire consacrent, en moyenne, 8 heures de plus aux activités parentales contre une hausse d'environ 2 heures pour les hommes. Par ailleurs, les enfants en bas âge ont un impact deux fois plus important sur les temps parentaux des pères suédois que sur celui des français (4 heures contre 2 heures). Ces résultats témoignent de l'importance des disparités socioculturelles dans l'investissement et la prise en charge des enfants par les pères dans les deux pays.

*
* *

La division sexuelle du travail, bien que traditionnelle dans les deux pays, demeure plus inégalitaire en France. Les différences nationales observées dans les comportements d'activité et la répartition sexuelle des tâches domestiques et parentales s'expliquent essentiellement par des différences dans l'environnement institutionnel, économique et sociétal. En Suède, le faible écart entre hommes et femmes dans les niveaux de formation et de salaire ainsi que la moindre diminution du revenu disponible des ménages à la naissance d'un enfant sont des éléments importants pour comprendre les disparités nationales observées dans la division sexuelle du travail et dans le comportement d'activité des femmes. Ainsi, les gains de spécialisation

apparaissent-ils moins importants en Suède, induisant une répartition des tâches plus égalitaire. Les larges possibilités de modulation du temps de travail au cours du cycle de vie, la garantie de revenu et d'emploi assurée par les congés parentaux, en confortant le pouvoir de négociation des femmes, créent un cadre institutionnel et sociétal favorable à l'émergence d'une répartition plus égalitaire des tâches.

Même si, dans les deux pays, la présence d'enfants tend à renforcer les inégalités hommes/femmes, l'impact négatif des enfants sur la division sexuelle du travail est circonscrit, en Suède, aux enfants en âge préscolaire (moins de 3 ans). Les pouvoirs publics suédois devraient donc poursuivre leurs efforts pour inciter les pères à utiliser leur droit aux congés parentaux. Même si, aujourd'hui, environ 80 % des pères suédois utilisent ce droit, leur part dans le nombre total de jours compensés reste, en effet, bien inférieure à celle des mères suédoises. En France, on est fondé à penser que l'introduction d'un congé parental garantissant à la fois le maintien dans l'emploi mais surtout une compensation financière conséquente devrait favoriser une division plus égalitaire des tâches. En outre, une politique visant à développer les modes de garde institutionnels des enfants de moins de trois ans apparaît aussi comme un enjeu crucial pour établir une répartition plus égalitaire des tâches et favoriser une meilleure égalité des chances entre les hommes et les femmes. □

Les auteurs tiennent à remercier deux relecteurs pour leurs remarques et suggestions sur une version antérieure de cet article. Ils restent cependant seuls responsables des erreurs ou inexactitudes qui subsisteraient.

BIBLIOGRAPHIE

- Albrecht J.W., Edin P.E., Sundström M. et Vroman S.B. (1998)**, « Career Interruptions and Subsequent Earnings: a Reexamination using Swedish Data », *Journal of Human Resources*, vol. 34, n° 2, pp. 294-311.
- Anxo D. et Daune-Richard A.-M. (1991)**, « La place relative des hommes et des femmes sur le marché du travail : une comparaison France-Suède », *Travail et Emploi*, n° 47, pp. 63-78.
- Anxo D. et Flood L. (1998)**, « Patterns of Time Use in France and Sweden », in Persson I. et Jonung C. (eds), *Women's Work and Wage*, pp. 91-122, Routledge.
- Anxo D., Flood L. et Kocoglu Y. (2000a)**, *Allocation du temps et partage des tâches en France et en Suède*, Rapport final, Ministère de l'Emploi et de la Solidarité.
- Anxo D. et O'Reilly J. (2000)**, « Working Time Regimes and Transitions in Comparative Perspective », in O'Reilly J., Cebrian I., et Lallement M. (eds), *Working Time Changes: Social Integration through Transitional Labour Market*, Edward Elgar.
- Anxo D., Stancanelli E. et Storrie D. (2000)**, « Transitions between Different Working Time Arrangements: a Comparison of Sweden and the Netherlands », in O'Reilly J., Cebrian I., et Lallement M. (eds), *Working Time Changes: Social Integration through Transitional Labour Market*, Edward Elgar.
- Apps P. et Rees R. (1997)**, « Collective Labour Supply and Household Production », *Journal of Political Economy*, vol. 105, n° 1, pp. 178-190.
- Becker G.S (1981)**, *A Treatise on the Family*, Harvard University Press.
- Belbo M. (1999)**, « Intrafamily Time Allocation: a Panel Econometric Analysis », in Merz J. et Ehling M. (eds), *Time Use Research, Data and Policy*, Contributions from the International Conference on Time Use, University of Luneburg, pp. 473-489.
- Blundell R.W. et Meghir C. (1987)**, « Bivariate Alternatives to the Tobit Model », *Journal of Econometrics*, vol. 34, n° 1, pp. 179-200.
- Blundell R.W., Ham J. et Meghir C. (1987)**, « Unemployment and Female Labour Supply », *Economic Journal*, vol. 97, pp. 44-64.
- Blundell R.W., Ham J. et Meghir C. (1988)**, « Unemployment, Discouraged Workers and Female Labour Supply », *Discussion Paper*, n° 88-19, July, University College London.
- Blundell R.W. et MaCurdy T. (1999)**, « Labour Supply: a Review of Alternative Approaches », in Ashenfelter O. et Card D. (eds), *Handbook of Labour Economics*, vol. 3A, part 7, pp. 1559-1695.
- Bonke J. et Kock-Weser E. (1999)**, « The Welfare State and Time Allocation in Denmark, Italy, France and Sweden », *mimeo*, Socialforskningsinstitutet, Copenhagen, Denmark.
- Browning M., Bourguignon F., Chiappori P.-A. et Lechene V. (1994)**, « Income and Outcome: a Structural Model of Intra Household Allocation », *Journal of Political Economy*, vol. 102, n° 6, pp. 1067-1097.
- Carlin P.S. et Flood L.R. (1997)**, « Do Children Affect the Labour Supply of Swedish Men? », *Journal of Labour Economics*, vol. 4, n° 2, pp. 167-183.
- Chiappori P.-A. (1997)**, « Introducing Household Production in Collective Models of Labour Supply », *Journal of Political Economy*, vol. 105, n° 1, pp. 191-209.
- Cragg J.G. (1971)**, « Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Applications to the Demand of Durable Goods », *Econometrica*, vol. 39, pp. 829-844.
- Daune-Richard A.-M. (2000)**, « Women's Work between Family and Welfare State: Part-time Work and Childcare in France and Sweden », paper presented at the SASE meeting in *Citizenship and Exclusion*, session: Gender, Work and Family, Londres, juillet.
- Deaton A.S. et Irish M. (1984)**, « Statistical Models for Zero Expenditures in Household Budgets », *Journal of Public Economics*, vol. 23, pp. 59-80.
- Flood L.R., Klevmarken A. et Olovsson P. (1997)**, *Household Market and Non-Market Activities*, HUS, volumes 3-6, Department of Economics, Göteborg University, Sweden.
- Gallou R. et Simon M.-O. (1999)**, « Les sortants de l'allocation parentale d'éducation », *Collec-tions des Rapports du CREDOC*, n° R202, juillet.

- Gouriéroux C. (1989)**, *Économétrie des variables qualitatives*, Paris, Economica.
- Gouriéroux C., Laffont J.-J. et Monfort A. (1980a)**, « Disequilibrium Econometrics in Simultaneous Equations Systems », *Econometrica*, vol. 48, pp. 75-96.
- Gouriéroux C., Laffont J.-J. et Monfort A. (1980b)**, « Coherency Conditions in Simultaneous Linear Equation Models with Endogenous Switching Regimes », *Econometrica*, vol. 48, pp. 675-695.
- Heckman J.J. (1978)**, « Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System », *Econometrica*, vol. 46, n° 4, pp. 931-960.
- Heckman J.J. (1979)**, « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, vol. 47, n° 1, pp. 153-161.
- Hersch J. et Stratton L. (1994)**, « Housework, Wages, and the Division of Housework Time for Employed Spouses », *American Economic Review*, vol. 84, n° 2, pp. 120-125.
- Insee**, Enquête emploi du temps, différentes années, Paris.
- Jenkins S.P. et O'Leary N.C. (1994)**, « Modeling Domestic Work Time », *Discussion Paper Series*, n° 94-14, University of Wales, Swansea.
- Jones A.M. (1989)**, « A Double-Hurdle Model of Cigarette Consumption », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 4, n° 1, pp. 23-39.
- Jones A.M. (1992)**, « A Note on Computation of the Double-Hurdle Model with Dependence with an Application to Tobacco Expenditure », *Bulletin of Economic Research*, vol. 44, n° 1, pp. 67-74.
- Statistics Sweden (SCB)**, Labour Force Survey, différentes années, Stockholm.
- Tobin J. (1958)**, « Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables », *Econometrica*, vol. 26, n° 1, pp. 24-36.
-

LES MODÈLES D'ALLOCATION DU TEMPS

Du fait d'une proportion importante de non-participants (valeur nulle des variables endogènes), les estimations fondées sur les modèles linéaires du type moindres carrés ordinaires ne sont pas adaptées à l'étude de l'offre de travail rémunéré et domestique. Traditionnellement, les estimations des modèles d'allocation du temps s'appuient sur des méthodes à variable dépendante limitée, comme les modèles *Tobit* et leurs extensions (*Tobit* généralisée et *Double Hurdle*).

Le modèle *Tobit* I : le plus simple

Elaboré par Tobin (1958) pour analyser les dépenses de biens durables des ménages, la méthode *Tobit* I suppose la structure suivante :

$$y_i^* = x_{1i}\beta_1 + \varepsilon_i \quad \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$$

$$y_i = \begin{cases} y_i^* & \text{si } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

où y_i^* représente la variable dépendante latente (non observable), y_i la variable observée (par exemple la durée du travail dans le cas de l'estimation de l'offre de travail), x_1 représente un vecteur de variables exogènes et β_1 le vecteur des paramètres à estimer. Le modèle *Tobit* suppose de plus que les résidus (ε_i) sont distribués selon une loi normale centrée réduite. La méthode d'estimation utilisée est généralement le maximum de vraisemblance. Les logiciels comme Limdep ou SAS proposent des procédures adaptées à ce type d'estimations.

Le modèle *Tobit* I est le plus simple mais aussi le plus restrictif puisqu'il ne modélise pas explicitement la décision de participation des individus au marché du travail et le critère de sélection ne repose que sur la durée du travail observée. Autrement dit, l'utilisation du *Tobit* I dans le cadre de l'estimation d'offre de travail des ménages présuppose que les déterminants de la décision de participer à une activité rémunérée et la durée du travail sont les mêmes. L'absence de modélisation de la décision de participation peut entraîner des biais de sélection. Dans le cas de l'étude des déterminants de la répartition sexuelle des activités domestiques et parentales, le choix de participation ne se posant pas, cette méthode peut, en revanche, être utilisée.

Le modèle *Tobit* II : la modélisation de la participation au marché du travail

Un modèle alternatif, plus approprié à l'étude de l'offre de travail, consiste à modéliser explicitement la décision de participation des individus sur le marché du travail. Cette méthode, proposée par Heckman (1978), est qualifiée de *Tobit* généralisée ou *Tobit* II (ou encore *Tobit* avec sélection). La structure du modèle *Tobit* II est la suivante :

$$(1) \quad y_i^* = x_{1i}\beta_1 + \varepsilon_i \quad \text{équation structurelle}$$

$$(2) \quad d_i^* = x_{2i}\beta_2 + v_i \quad \text{équation index de participation}$$

$$(3) \quad d_i = \begin{cases} 1 & \text{si } d_i^* > 0 \\ 0 & \text{si } d_i^* \leq 0 \end{cases} \quad \text{index de seuil}$$

$$(4) \quad y_i = \begin{cases} y_i^* & \text{si } d_i = 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad \text{équation structurelle de seuil de participation}$$

$$(5) \quad \varepsilon_i, v_i \sim N(0, 0, \sigma^2, 1, \rho) \quad \text{spécification stochastique}$$

où d_i^* représente une variable latente reflétant la décision de participation des individus sur le marché du travail et d_i la valeur observée (1 si l'individu reporte une activité rémunérée, 0 sinon). Cette méthode permet ainsi de distinguer les facteurs influant sur la décision de participation et sur la durée du travail des ménages étant donné leur choix de participation. Les résidus du système étant distribués selon une loi normale centrée réduite, on peut écrire la fonction de vraisemblance du système comme suit :

$$(6) \quad L = \prod_{y=0} \Phi(-X_2\beta_2) \prod_{y>0} \left\{ \Phi \left(\frac{X_2\beta_2 + \frac{\rho}{\sigma}(y - X_1\beta_1)}{\sqrt{1-\rho^2}} \right) \frac{1}{\sigma} \phi \left(\frac{(y - X_1\beta_1)}{\sigma} \right) \right\}$$

où Φ et ϕ représentent respectivement la fonction de répartition et la fonction de densité de la loi normale.

Le modèle *Double Hurdle* : l'interprétation des zéros observés

L'estimation de l'offre de travail à partir de données issues des budgets temps se heurte à l'interprétation de la nature des valeurs nulles observées. En effet, un actif peut, pour diverses raisons, n'avoir pas travaillé le jour de l'enquête. Ainsi, il est nécessaire de distinguer les non-actifs des individus qui lors de l'enquête, n'ont pas reporté d'activité rémunérée (à savoir une durée effective du travail égale à zéro) mais qui ont déclaré exercer habituellement une activité professionnelle. Le modèle *Tobit* II ne permet pas de résoudre, dans ce cas, cette difficulté puisque le critère de participation au marché du travail repose uniquement sur une variable, à savoir le temps consacré à une activité rémunérée ou, en d'autres termes, la durée effective du travail.

Le modèle *Double Hurdle*, constitue une extension intéressante du modèle *Tobit* II, où l'on considère explicitement que la variable y est censurée. La seule modification apportée au modèle *Tobit* II consiste à reformuler l'équation structurelle de seuil de participation (4) :

$$(7) \quad y_i = \begin{cases} y_i^* & \text{si } d_i = 1 \text{ et } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

La fonction de vraisemblance du modèle *Double Hurdle* a été initialement formalisée par Jones (1992). Après quelques manipulations, cette fonction s'écrit :

$$(8) \quad L = \prod_{y=0} \{1 - \Phi(X_2\beta_2, X_1\beta_1 / \sigma, \rho)\} \prod_{y>0} \left\{ \Phi \left(\frac{X_2\beta_2 + \frac{\rho}{\sigma}(y - X_1\beta_1)}{\sqrt{1-\rho^2}} \right) \frac{1}{\sigma} \phi \left(\frac{(y - X_1\beta_1)}{\sigma} \right) \right\}$$

Cette fonction de vraisemblance nécessite l'estimation de la fonction de répartition bivariable et des fonctions de répartition et de densité univariées. On notera que cette spécification n'utilise pas l'information concernant les individus qui n'ont pas travaillé le jour de l'enquête mais qui sont actifs ($d = 1$ et $y = 0$). Lorsque cette information est connue, comme c'est le cas ici, la connaissance du statut d'activité des ménages peut être intégrée dans le modèle *Double Hurdle*. La fonction de vraisemblance s'écrit alors :

$$(9) L = \prod_{d=0} \Phi(-X_2\beta_2) \prod_{d=1, y=0} \Phi(X_2\beta_2, -X_1\beta_1 / \sigma, \rho) \prod_{y>0} \left\{ \Phi \left(\frac{X_2\beta_2 + \frac{\rho}{\sigma}(y - X_1\beta_1)}{\sqrt{1-\rho^2}} \right) \frac{1}{\sigma} \phi((y - X_1\beta_1)/\sigma) \right\}$$

À la différence de l'équation (8), la fonction de vraisemblance (9) comporte maintenant un terme supplémentaire ($d = 1, y = 0$) reflétant les individus actifs ($d = 1$) mais qui n'ont pas exercé une activité rémunérée le jour de l'enquête emploi du temps ($y = 0$). Les différences entre les deux fonctions de vraisemblance apparaissent plus clairement lorsqu'on décompose les différentes probabilités concernées (cf. schéma ci-dessous où y est la durée effective du travail mesurée à partir des budgets temps et d le statut d'activité des individus provenant du questionnaire individuel joint aux enquêtes *Emploi du temps*).

		y		
		= 0	> 0	
d	= 0	P ₀₀	P ₀₁	P _{0.}
	= 1	P ₁₀	P ₁₁	P _{1.}

Trois cas de figure peuvent être distingués : les individus sont actifs ($d = 1$) et ont exercé une activité rémunérée le jour de l'enquête ($y > 0$ et $d = 1$) ; les individus normalement actifs mais absents de leur travail le jour de l'enquête ($y = 0$ et $d = 1$) ; les non-actifs ($y = 0$ et $d = 0$). La probabilité que la durée du travail y soit égale à zéro ($y = 0$) est donnée par la somme des probabilités $P_{00} + P_{10} + P_{01}$. Plutôt que d'estimer séparément chaque terme, Jones (1992) utilise simplement $1 - P_{11}$ correspondant au premier terme de l'équation (8). Toutefois, cela suppose que l'information dans le cas où l'on observe ($y = 0$ et $d = 1$) n'est pas explicitement utilisée. Afin de prendre en compte cette information, la somme des trois probabilités précédentes peut être réécrite comme $P_{0.} + P_{10}$. Ces deux probabilités sont données par les deux premiers termes de l'équation (9).

Comme ici le statut d'activité des individus est connu (1), le modèle *Double Hurdle* apparaît donc comme la méthode la plus appropriée à l'étude des déterminants de l'offre de travail des ménages.

Le calcul de l'effet marginal et sa décomposition

Les paramètres estimés dans les modèles *Tobit* ou *Double Hurdle* n'ayant pas d'interprétation directe, il est nécessaire de calculer les effets marginaux. Les effets marginaux sont définis comme la dérivée de la probabilité $E(Y)$ par rapport aux variables explicatives. On notera que l'estimation de l'incidence de la variable x_i sur la variable dépendante est calculée au point moyen de l'échantillon. Pour chacun des modèles économétriques, les effets marginaux sont les suivants :

a) Double Hurdle

$$(10) E(Y | X) = \Phi_2 \left[X_1\beta + \sigma \{ \phi(-h) \Phi[\delta(-k + \rho h)] + \rho \phi(-k) \Phi[\delta(-h + \rho k)] \} \right]$$

où Φ_2 représente la fonction de répartition bivariable de la loi normale et $h = x_1\beta_1/\sigma$, $k = x_2\beta_2$ et $\delta = -1/(1 - \rho^2)^{1/2}$.

b) Tobit type II

$$(11) E(Y | X) = \Phi(k) \left[X_1\beta_1 + \sigma \{ \phi(k) / \Phi(k) \} \right]$$

c) Tobit type I

$$(12) E(Y | X) = \Phi(h) \left[X_1\beta_1 + \sigma \{ \phi(h) / \Phi(h) \} \right]$$

Par ailleurs, McDonald et Moffitt (1980) ont montré que pour le modèle *Tobit*, l'effet marginal total pouvait se décomposer en deux effets distincts. La signification de cette décomposition apparaît clairement lorsqu'on réécrit l'effet marginal total comme suit :

$$(13) \frac{\partial E(Y)}{\partial x_1} = \frac{\partial p(d=1)}{\partial x_1} E(y | d=1) + \frac{\partial E(y | d=1)}{\partial x_1} p(d=1)$$

Le premier terme à droite de l'égalité décrit l'impact de la variable exogène x sur la probabilité de participer au marché du travail pondéré par l'espérance de la durée du travail. Le second terme décrit l'impact de la variable x sur la durée du travail lorsqu'elle est positive, pondéré par la probabilité d'être actif. Autrement dit, le premier terme reflète l'influence d'une variation des variables exogènes sur la probabilité de participation et le second sur la durée du travail des participants.

1. Par le biais du questionnaire individuel accompagnant les enquêtes *Emploi du temps*.